

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

**LUIZ GUSTAVO CASSILATTI FURLANI**

**FLUTUAÇÕES CAMBIAIS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL:  
EVIDÊNCIAS ECONÔMETRICAS E DE SIMULAÇÃO**

**Porto Alegre**

**2008**

**LUIZ GUSTAVO CASSILATTI FURLANI**

**FLUTUAÇÕES CAMBIAIS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL:  
EVIDÊNCIAS ECONÔMETRICAS E DE SIMULAÇÃO**

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

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

**Porto Alegre**

**2008**

F985f

Furlani, Luiz Gustavo Cassilatti

Flutuações cambiais e política monetária no Brasil: evidências econométricas e de simulação / Luiz Gustavo Cassilatti Furlani. – Porto Alegre, 2008.

000 f. : il.

Orientador: Marcelo Savino Portugal .

Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2008.

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

CDU 336.74.02(81)

**LUIZ GUSTAVO CASSILATTI FURLANI**

**FLUTUAÇÕES CAMBIAIS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL:  
EVIDÊNCIAS ECONÔMETRICAS E DE SIMULAÇÃO**

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

Aprovada em: Porto Alegre, 09 de julho de 2008.

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal  
PPGE/UFRGS

---

Prof. Dr. Flávio Augusto Ziegelmann  
PPGE/UFRGS

---

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht  
PPGE/UFRGS

---

Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior  
IBMEC/SP

## **Agradecimentos**

Agradeço ao meu orientador, Marcelo S. Portugal por todo o aprendizado e os comentários que elevaram o nível desse trabalho. Da mesma forma, agradeço ao professor e amigo Márcio P. Laurini por todo o auxílio e incentivo para o desenvolvimento dessa dissertação. Por fim, mas não menos importante, agradeço aos familiares, amigos e a todos que de alguma forma também ajudaram e tornaram a elaboração desse trabalho possível.

## Resumo

A literatura sobre economia monetária vem despertando interesse crescente dentro da macroeconomia. Devido aos avanços computacionais, os modelos têm se tornado cada vez mais complexos e precisos, permitindo estudar detalhadamente as relações entre as variáveis reais da economia e as variáveis nominais. Dessa forma, através de um modelo de equilíbrio-geral estocástico e dinâmico (DSGE) baseado em Gali e Monacelli (2005), é proposto e estimado um modelo para a economia brasileira através de métodos bayesianos, com o intuito de avaliar se o Banco Central do Brasil (BCB) considera variações cambiais na condução da política monetária. O resultado mais importante do presente trabalho é que não há evidências de que o BCB altere diretamente a trajetória dos juros devido a variações na taxa de câmbio. Um exercício de simulação também é realizado. Conclui-se que a economia acomoda rapidamente choques induzidos separadamente na taxa de câmbio, nos termos de troca, na taxa de juros e na inflação mundial.

Palavras-chave: Modelos de equilíbrio-geral estocásticos e dinâmicos (DSGE), Política monetária, Taxa de câmbio, Métodos bayesianos, Simulação.

## **Abstract**

The literature on monetary economy has aroused growing interest in macroeconomics. Due to computational advancements, models have been increasingly more complex and accurate, allowing for the in-depth analysis of the relationships between real economic variables and nominal variables. Therefore, using a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model, based on Gali and Monacelli (2005), we propose and estimate a model for the Brazilian economy by employing Bayesian methods so as to assess whether the Central Bank of Brazil takes exchange rate fluctuations into account in the conduct of monetary policy. The most striking result of the present study is that the Central Bank of Brazil does not directly change the interest rate path due to exchange rate movements. A simulation exercise is also used. Our conclusion is that the economy quickly accommodates shocks induced separately on the exchange rate, on the terms of trade, on the interest rate, and on global inflation.

Keywords: Dynamic and stochastic general equilibrium (DSGE) models, monetary policy, exchange rate, Bayesian methods, simulation.

## Sumário

<b>1. Introdução.....</b>	<b>08</b>
<b>2. Economia Monetária e Modelos DSGE.....</b>	<b>10</b>
<b>3. Modelo Teórico.....</b>	<b>14</b>
<b>3.1. Introdução.....</b>	<b>14</b>
<b>3.2. O Modelo.....</b>	<b>14</b>
<b>3.3. Conclusão.....</b>	<b>32</b>
<b>4. Evidências Econométricas.....</b>	<b>33</b>
<b>4.1. O Modelo Simplificado.....</b>	<b>33</b>
<b>4.2. Métodos Bayesianos.....</b>	<b>36</b>
<b>4.3. Estimação.....</b>	<b>44</b>
<b>4.3.1. Função de Reação Restrita.....</b>	<b>46</b>
<b>4.3.2. Função de Reação Irrestrita.....</b>	<b>51</b>
<b>5. Evidências de Simulação.....</b>	<b>54</b>
<b>6. Conclusão.....</b>	<b>64</b>
<b>Referências.....</b>	<b>67</b>



## 1. Introdução

A literatura sobre economia monetária vem despertando interesse crescente dentro da macroeconomia, desde os trabalhos de Keynes (1923), Kenen (1960), Lucas (1976), até os modelos de equilíbrio-geral estocásticos e dinâmicos (DSGE). Em alguns casos, tais modelos podem ser considerados uma evolução do tradicional arcabouço IS-LM,<sup>1</sup> comum entre os macroeconomistas keynesianos, mas que apresenta falhas graves, principalmente, para explicar os mecanismos de transmissão da política monetária para a economia.<sup>2</sup>

Ao invés da curva LM, os modelos DSGE utilizam uma regra de política monetária, em que o Banco Central reage através dos juros a variações na taxa de inflação, produto, taxa de câmbio, *etc.* Com a regra de política monetária e uma curva IS dinâmica, obtém-se a demanda agregada. Como a curva de Phillips Nova-Keynesiana representa a oferta agregada, o equilíbrio da economia é obtido pela relação entre as curvas de oferta agregada e demanda agregada, tornando esse tipo de modelo altamente intuitivo.

Uma vez que os modelos DSGE também utilizam expectativas sobre os valores futuros das variáveis que afetam o equilíbrio nas equações, a política monetária pode ter efeitos não triviais nas variáveis reais. A política monetária pode se tornar um instrumento de estabilização da mesma forma que pode gerar flutuações econômicas adicionais. O efeito final depende fortemente da habilidade da autoridade monetária em ancorar as expectativas dos indivíduos da sociedade, uma característica que reflete mais fielmente a dinâmica de equilíbrio das economias.<sup>3</sup>

Assim, o presente trabalho utiliza um modelo de equilíbrio-geral estocástico e dinâmico para avaliar a condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil (BCB). Mais especificamente, seu intuito é testar se o BCB altera diretamente a condução da política monetária devido a variações cambiais. A importância de um entendimento mais claro sobre as características da autoridade monetária brasileira é evidente, principalmente, para os agentes do mercado financeiro. Com mais informações sobre as reações do BCB, a previsão da curva de juros, por exemplo, se torna mais precisa e, conseqüentemente, a análise da existência de prêmio nos contratos de juros futuros, elevando de forma expressiva os ganhos potenciais nesse mercado.

---

<sup>1</sup> É importante ressaltar que existem modelos DSGE não monetários. Modelos com rigidez nominal são um subconjunto dos modelos DSGE.

<sup>2</sup> Para mais detalhes, ver Matsumoto (2000).

<sup>3</sup> Essa é a base da famosa crítica de Lucas (1976).

Para atingir esse objetivo, dois trabalhos merecem destaque pela sua importância: Gali e Monacelli (2005), por desenvolver um modelo DSGE para uma pequena economia aberta, e Lubik e Schorfheide (2007), por implementar o modelo de Gali e Monacelli (2005) em uma aplicação para quatro economias selecionadas. O trabalho de dissertação faz uso dessas e outras importantes referências sobre o tema, contribuindo com uma aplicação inédita para economia brasileira.

Dessa forma, é possível dividi-lo em quatro capítulos, além dessa introdução e dos comentários finais. O Capítulo 2 faz uma introdução à economia monetária e aos modelos DSGE, com o intuito de contextualizar o trabalho. O Capítulo 3 desenvolve e apresenta o modelo teórico utilizado, que tem como base Gali e Monacelli (2005). O Capítulo 4 apresenta as evidências econométricas: as simplificações necessárias para estimar o modelo, a teoria da econometria bayesiana utilizada na estimação, assim como os resultados obtidos. Por fim, no Capítulo 5 são realizados exercícios de simulação, para avaliar o comportamento da economia através de choques induzidos e o tempo decorrido até as variáveis retornarem aos seus respectivos estados estacionários.

## 2. Economia Monetária e Modelos DSGE

O estudo da economia monetária pode ser definido, segundo Walsh (2003), como o processo de investigação das relações entre as variáveis reais da economia e as variáveis nominais, *ou seja*, relações entre produto real, taxa de juros real, emprego, taxa de cambio real, *etc*, com a taxa de inflação, taxa de juros nominal, taxa de câmbio nominal, oferta de moeda, entre outras.

Desde Keynes (1923), a literatura sobre economia monetária vem despertando interesse crescente dentro da macroeconomia que, com o auxílio da evolução computacional, estimulou a criação de modelos cada vez mais complexos para explicar a dinâmica das economias. Os trabalhos seminais de Ramsey (1928) e Solow (1956), considerados base para os modelos macroeconômicos atuais, foram os primeiros a obter explicações consistentes para as trajetórias de crescimento das diferentes economias.

O modelo de Solow (1956), talvez o mais difundido nos cursos de economia, considera uma função de produção com apenas dois insumos – capital e trabalho – e, através de uma equação diferencial, uma trajetória de acumulação de capital. O autor mostra que as economias convergem para um caminho de crescimento estacionário, em que produto, estoque de capital e oferta de trabalho crescem à mesma taxa. Entretanto, esse caminho de crescimento estacionário é determinado puramente por parâmetros exógenos como, por exemplo, a taxa de crescimento da tecnologia.

Assim, a evolução natural na modelagem econômica foi criar um arcabouço em que a trajetória de crescimento fosse determinada dentro do modelo, dando origem aos modelos de crescimento endógeno, como os modelos *AK* de Romer (1986, 1987), Lucas (1988), Rebelo (1987) e suas variações em Romer (1990), Grossman e Helpman (1991a, 1991b) e Aghion e Howitt (1992) . Contudo, esses modelos, também apresentam problemas, como múltiplos equilíbrios. Outro problema ainda maior afeta todos os modelos neoclássicos de crescimento: esses modelos não incluem moeda na sua formulação e, dessa forma, desprezam impactos importantes na trajetória de crescimento, ao menos no curto prazo.

Percebendo esse equívoco, muitos foram os esforços e as maneiras de incluir moeda nos modelos de determinação das relações econômicas. Sidrauski (1967) introduz moeda na função de utilidade dos indivíduos sem assumir nenhuma função específica para ela na economia como, por exemplo, funcionar como meio de troca. Os indivíduos retêm moeda simplesmente porque, desse modo, sua utilidade aumenta.

Outra proposta foi tornar as trocas entre os indivíduos custosas, gerando uma demanda positiva por moeda, como em Baumol (1952), Tobin (1956) e Kiyotaki e Wright (1989). Clower (1967) segue a mesma linha, tornando a moeda o único meio de troca para algumas transações. Ainda, de forma brilhante, Samuelson (1958) introduz moeda no seu modelo como um meio de transferência intertemporal de recursos.

No entanto, nenhum desses modelos atraiu tanta atenção quanto o arcabouço IS-LM, apresentado em detalhes em Romer (2005). O modelo combina, obviamente, uma curva IS com uma curva LM, em que autoridade monetária responde com impulsos nos agregados monetários a choques na economia. É possível mostrar que o equilíbrio entre as curvas IS e LM resulta em um ponto na curva de demanda agregada, uma vez que para tal equilíbrio os preços estão fixos em determinado patamar. Variando o nível de preços, obtém-se toda a curva de demanda agregada.

A partir da junção da curva de demanda agregada com uma curva de Phillips, que representa a oferta agregada, a dinâmica da economia passa a ser resumida pelo *trade-off* entre produto e inflação. Entretanto, embora a iniciativa desse tipo de modelo é interessante, ele apresenta falhas graves, principalmente, para explicar os mecanismos de transmissão da política monetária para a economia.

Muitos autores propuseram soluções para esse problema, mas nenhum desses trabalhos considera os efeitos das expectativas na determinação do equilíbrio na economia, algo extremamente importante e que rendeu a Lucas (1976) um prêmio Nobel. Através de sua crítica, é possível concluir que a política monetária pode ter efeitos não triviais nas variáveis reais, tornando-se um instrumento de estabilização ou um instrumento gerador de flutuações econômicas adicionais.

Surgiram, então, inúmeros modelos em que as expectativas tinham um papel determinante nas relações de equilíbrio. Os modelos de maior sucesso, embora complexos em sua concepção e implementação, foram os modelos de equilíbrio-geral estocásticos e dinâmicos (DSGE), considerados uma evolução dos modelos IS-LM.

Ao invés da curva LM, os modelos DSGE utilizam uma regra de Taylor, *ou seja*, uma regra de política monetária em que o instrumento do Banco Central para estimular a economia são os juros, e não diretamente os agregados monetários. Com a regra de política monetária e uma curva IS dinâmica, que considera expectativas, obtém-se a demanda agregada. Como a curva de Phillips Nova-Keynesiana, que leva esse nome por também considerar as expectativas dos indivíduos, representa a oferta agregada, o equilíbrio da economia é obtido

pela relação entre as curvas de oferta agregada e demanda agregada, tornando esse tipo de modelo altamente intuitivo.

É interessante notar que os modelos DSGE permitem o estudo de diversos aspectos da economia, tendo motivado muitos autores a dedicarem seus esforços no seu desenvolvimento. Nesse sentido, o trabalho de Gali e Monacelli (2005) merece destaque, uma vez que os autores desenvolvem um modelo de equilíbrio-geral estocástico e dinâmico para uma pequena economia aberta, baseado no modelo de preços rígidos de Calvo (1983). Os autores ainda utilizam o modelo desenvolvido para testar, através de métodos de simulação, três diferentes regras de política monetária para a economia: regra de Taylor para inflação doméstica, regra de Taylor para o índice de preços ao consumidor e um regime de câmbio fixo.<sup>4</sup>

Outros importantes trabalhos, que precedem o desenvolvimento de Gali e Monacelli (2005) e não podem deixar de ser citados, são Obstfeld e Rogoff (1995, 1999), Bacchetta e van Wincoop (2000), Betts e Devereux (2000) e Corsetti e Pesenti (2001), contribuindo em muito para a evolução desse tipo de estudo. Outros autores decidiram aplicar os modelos desenvolvidos a dados reais, para avaliar, por exemplo, a condução da política monetária por parte do Banco Central. Esse é o caso de Lubik e Schorfheide (2007).

Lubik e Schorfheide (2007) utilizam uma versão simplificada do modelo desenvolvido por Gali e Monacelli (2005) para avaliar a condução da política monetária na Austrália, Canadá, Nova Zelândia e Reino Unido. Os autores consideram regras de Taylor genéricas em que a autoridade monetária reage a movimentos no produto, inflação e taxa de câmbio, para testar se os bancos centrais desses países alteram a condução da política monetária devido a variações na taxa de câmbio. A conclusão é que somente os Bancos Centrais do Canadá e Reino Unido promovem alteração dos juros devido a variações cambiais.

Entretanto, Lubik e Schorfheide (2007) não são os únicos a desenvolver esse tipo de trabalho. Clarida e Gertler (1997) fornecem estimativas que levam a concluir que o Banco Central da Alemanha responde à depreciação da taxa real de câmbio com aumentos na taxa de juros de curto-prazo. Ajustando um modelo para a economia australiana, Brischetto e Voss (1999) e Dungey e Pagan (2000) encontram evidências que o Banco Central da Austrália também reage a movimentos na taxa de câmbio com alterações na taxa de juros de curto-prazo.

Ainda, Clarida, Gali e Gertler (1998) encontram uma reação dos juros nominais por parte dos Bancos Centrais da Alemanha, Japão e Inglaterra a variações na taxa de câmbio real.

---

<sup>4</sup> Um trabalho semelhante é devido a Muinhos e Alves (2003), que desenvolvem um modelo macroeconômico para o Brasil.

Gerlach e Smets (2000) estimam uma regra de política monetária para os Bancos Centrais da Nova Zelândia, Canadá e Austrália, concluindo que os dois primeiros respondem significativamente com a taxa de juros de curto-prazo a mudanças na taxa de câmbio nominal, enquanto o último não o faz.

Mais recentemente, investigando o comportamento dos Bancos Centrais da Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Suécia e Reino Unido, Hüfner (2006) encontra termos significativos referentes à taxa de câmbio do Reino Unido e Nova Zelândia. Para as economias emergentes, merece destaque Ades, Buscaglia e Masih (2002), que estudam esse tipo de comportamento para os Bancos Centrais do Chile, Israel, África do Sul, República Tcheca e México, encontrando coeficientes significativos referentes à taxa de câmbio para esses países.

Ainda, Wollmershäuser (2006) analisa o impacto da incerteza na taxa de câmbio para a condução da política monetária, com o intuito de entender a racionalidade dos bancos centrais ao alterar a condução da política devido a mudanças cambiais. Os resultados encontrados sugerem que regras de política monetária que também consideram a taxa de câmbio são superiores a regras de política monetária simples, que consideram somente inflação e produto.

Entretanto, Lim e McNelis (2007) enunciam que esse tipo de trabalho apresenta algumas limitações e problemas relacionados à modelagem utilizada, principalmente quanto às aproximações lineares. Os autores argumentam que essas aproximações não são válidas se os choques na economia são grandes, persistentes ou assimétricos, como ocorre em economias altamente abertas. No entanto, tal crítica não influencia o desenvolvimento do presente trabalho, uma vez que o Brasil não é uma economia altamente aberta.

### 3. Modelo Teórico

#### 3.1. Introdução

O modelo teórico do presente trabalho pertence à classe dos modelos de equilíbrio-geral estocásticos e dinâmicos. Esse tipo de modelo, embora complexo em sua concepção, possui interpretação econômica direta, uma vez que se resume ao equilíbrio entre oferta agregada e demanda agregada. Utilizando como base Gali e Monacelli (2005), esse capítulo desenvolve o modelo proposto até suas equações finais, que representam o equilíbrio da economia. Vale ressaltar que equações elaboradas pelo autor foram adicionadas nessa exposição, com o intuito de esclarecer a procedência das equações originais.

#### 3.2. O Modelo

A economia mundial é modelada a partir de infinitas economias abertas representadas pelo intervalo  $[0,1]$ , o que significa que cada economia é extremamente pequena, e suas decisões de políticas domésticas não têm impacto nas outras economias do mundo. As economias estão sujeitas a diferentes choques de produtividade, mas compartilham as mesmas preferências, tecnologia e estrutura de mercado.

Antes de introduzir o modelo propriamente dito, se fazem necessários alguns comentários sobre a notação utilizada. As variáveis sem o índice  $i$  se referem à economia que está sendo modelada, variáveis com o índice  $i \in [0,1]$  se referem a economia  $i$ , uma entre as infinitas economias do mundo, e variáveis com asterisco se referem à economia mundial como um todo.

Primeiramente, é apresentado o problema dos indivíduos. Uma pequena economia aberta é habitada por um agente representativo que quer maximizar:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t) \quad (3.1)$$

onde,  $N_t$  representa horas de trabalho, e  $C_t$  é um índice de consumo composto, definido por:

$$C_t \equiv \left[ (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (3.2)$$

onde,  $\alpha \in [0,1]$  é inversamente relacionado com o grau de preferência por produtos domésticos, *ou seja*, um índice de abertura comercial,  $\eta > 0$  mede o grau de substituição entre bens domésticos e importados do ponto de vista do consumidor doméstico, e  $C_{H,t}$  é um índice de consumo de bens domésticos, dado por uma função CES (*constant elasticity of substitution*):

$$C_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3.3)$$

onde,  $j \in [0,1]$  representa o tipo dos diferentes bens e  $\varepsilon > 1$  denota a elasticidade de substituição entre os diferentes tipos de bens produzidos.  $C_{F,t}$  é um índice de consumo de bens importados dado por:

$$C_{F,t} \equiv \left( \int_0^1 (C_{i,t})^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (3.4)$$

onde,  $\gamma$  mede o grau de substituição entre bens produzidos em diferentes países estrangeiros, e  $C_{i,t}$  é um índice de consumo de bens importados do país  $i$  consumidos domesticamente, dado pela seguinte função CES:

$$C_{i,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{i,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3.5)$$

A maximização de (3.1) está sujeita a seguinte restrição orçamentária, para  $t = 0,1,2, \dots$ :



$$\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj + \int_0^1 \int_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj di + E_t \{ Q_{t,t+1} D_{t+1} \} \leq D_t + W_t N_t + T_t \quad (3.6)$$

onde,  $D_{t+1}$  é o *pay-off* nominal no período  $t + 1$  do *portfolio* no final do período  $t$  (incluindo participação nas firmas),  $Q_{t,t+1}$  é o fator de desconto estocástico para os *pay-offs* nominais um período a frente,  $W_t$  é o salário nominal e  $T_t$  representa transferências *lump-sum*. O índice de preços doméstico,  $P_{H,t}$ , é dado por:

$$P_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (3.7)$$

Já o preço do bem  $j$  importado do país  $i$ ,  $P_{i,t}(j)$ , e o preço dos bens importados,  $P_{F,t}$ , ambos na moeda do país importador, são dados pelas equações (3.8) e (3.9), respectivamente:

$$P_{i,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{i,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (3.8)$$

$$P_{F,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (3.9)$$

É importante notar que moeda não está presente na função de utilidade ou na restrição orçamentária. No entanto, ela está presente no modelo, como mostram os capítulos seguintes, com sua introdução através de uma regra de política monetária. A alocação ótima de gastos em cada categoria de bens gera as seguintes funções de demanda, para todo  $i, j \in [0,1]$ :

$$\begin{aligned} C_{H,t}(j) &= \left( \frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t} \\ C_{i,t}(j) &= \left( \frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{i,t} \end{aligned} \quad (3.10)$$

Ainda, utilizando (3.10), podem-se escrever as seguintes expressões:

$$P_{H,t}C_{H,t} = \int_0^1 P_{H,t}(j)C_{H,t}(j)dj \quad (3.11)$$

$$P_{i,t}C_{i,t} = \int_0^1 P_{i,t}(j)C_{i,t}(j)dj$$

A alocação ótima de gastos para bens importados por país de origem implica, para todo  $i \in [0,1]$ :

$$C_{i,t} = \left( \frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\gamma} C_{F,t} \quad (3.12)$$

Note que pode-se usar (3.12) para obter os gastos totais para bens importados como:

$$P_{F,t}C_{F,t} = \int_0^1 P_{i,t}C_{i,t}di \quad (3.13)$$

Finalmente, a alocação ótima de gastos entre bens domésticos e importados é dada por:

$$\begin{aligned} C_{H,t} &= (1-\alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \\ C_{F,t} &= \alpha \left( \frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \end{aligned} \quad (3.14)$$

onde,  $P_t \equiv \left[ (1-\alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$  representa um índice de preços ao consumidor, discutido em detalhes no próximo capítulo, equivalente ao *consumer price index* (CPI) no modelo original. Como o gasto total dos consumidores domésticos é dado por  $P_t C_t = P_{H,t}C_{H,t} + P_{F,t}C_{F,t}$ , a restrição orçamentária em (3.6) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$P_t C_t + E_t \{Q_{t,t+1} D_{t+1}\} \leq D_t + W_t N_t + T_t \quad (3.15)$$

No entanto, para obter uma solução para o problema, se faz necessária a suposição de uma forma funcional para a utilidade dos indivíduos. Considere a seguinte função de utilidade:

$$U(C, N) \equiv \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (3.16)$$

O consumidor maximiza (3.16) sujeito à restrição orçamentária (3.15). O Lagrangeano do problema é apresentado abaixo:

$$\ell(C_t, N_t, \lambda) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \lambda (D_t + W_t N_t + T_t - P_t C_t - E_t \{Q_{t,t+1} D_{t+1}\}) \quad (3.17)$$

onde,  $\lambda$  é o multiplicador de Lagrange. As condições de primeira ordem para o problema do consumidor são dadas por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell(C_t, N_t, \lambda)}{\partial C_t} &= C_t^{-\sigma} - \lambda P_t = 0 \\ \frac{\partial \ell(C_t, N_t, \lambda)}{\partial N_t} &= N_t^\varphi + \lambda W_t = 0 \\ \frac{\partial \ell(C_t, N_t, \lambda)}{\partial \lambda} &= D_t + W_t N_t + T_t - P_t C_t - E_t \{Q_{t,t+1} D_{t+1}\} = 0 \end{aligned} \quad (3.18)$$

Das condições de primeira ordem em (3.18), pode-se retirar as seguintes condições de ótimo para o problema:

$$C_t^\sigma N_t^\varphi = \frac{W_t}{P_t} \quad (3.19)$$

$$\beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = Q_{t,t+1} \quad (3.20)$$

Aplicando o operador esperança em (3.20), obtém-se a seguinte equação de Euler estocástica:

$$\beta R_t E_t \left\{ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} = 1 \quad (3.21)$$

onde,  $R_t = \frac{1}{E_t \{Q_{t,t+1}\}}$  é o retorno de um ativo livre de risco com preço  $E_t \{Q_{t,t+1}\}$  que paga uma unidade da moeda doméstica em  $t+1$ . Note que pode-se log-linearizar (3.19) e (3.21), obtendo:

$$\sigma c_t + \varphi n_t = w_t - p_t \quad (3.22)$$

$$\begin{aligned} \sigma c_t &= \sigma E_t(c_{t+1}) + E_t(p_{t+1}) - p_t - r_t - \ln \beta \\ c_t &= E_t(c_{t+1}) - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t(\pi_{t+1}) + \ln \beta) \\ c_t &= E_t(c_{t+1}) - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho) \end{aligned} \quad (3.23)$$

onde, as letras minúsculas indicam variáveis em *logs*,  $E_t(\pi_{t+1}) = E_t(p_{t+1}) - p_t$ , uma vez que  $\pi_t \equiv p_t - p_{t-1}$  é a inflação devido ao índice de preços ao consumidor, e  $\ln \beta = -\rho$ , com  $\rho \equiv \beta^{-1} - 1$  representando o fator de desconto temporal.

Antes de prosseguir com a análise do equilíbrio no modelo, é interessante introduzir algumas hipóteses, definições e, principalmente, identidades que serão utilizadas no decorrer do trabalho. Primeiramente, podem-se definir os termos de troca bilaterais entre a economia doméstica e o país  $i$  como o preço dos bens do país  $i$  em termos dos bens domésticos:

$$S_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{H,t}} \quad (3.24)$$

Da equação (3.24), tem-se a definição dos termos de troca efetivos, *ou seja*, o preço dos bens importados em termos dos bens domésticos:

$$S_t = \left( \int_0^1 S_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

$$S_t \equiv \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \quad (3.25)$$

Os termos de troca efetivos podem ser representados da seguinte forma, log-linearizados:

$$s_t = p_{F,t} - p_{H,t} \quad (3.26)$$

No presente trabalho, assume-se que a paridade do poder de compra (PPC) é válida em todos os períodos. Dessa forma, pode-se escrever, para todo  $i, j \in [0,1]$ :

$$P_{i,t}(j) = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i(j) \quad (3.27)$$

onde,  $\varepsilon_{i,t}$  é a taxa de câmbio nominal, *ou seja*, o preço da moeda do país  $i$  em termos da moeda doméstica, e  $P_{i,t}^i(j)$  é o preço do bem  $j$  importado do país  $i$ , expresso na moeda do país  $i$ . Resolvendo para os  $j$  bens, tem-se a seguinte relação agregada:

$$P_{i,t} = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i \quad (3.28)$$

onde,  $P_{i,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{i,t}^i(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ . Log-linearizando (3.28), e integrando para todo  $i$ , tem-se:

$$p_{F,t} = \int_0^1 (e_{i,t} + p_{i,t}^i) di$$

$$p_{F,t} = \int_0^1 e_{i,t} di + \int_0^1 p_{i,t}^i di$$

$$p_{F,t} = e_t + p_t^* \quad (3.29)$$

onde,  $e_t$  é a taxa de câmbio nominal efetiva,  $p_{i,t}^i$  é o  $\log$  do índice de preços doméstico do país  $i$  (expresso na sua moeda), e  $p_t^*$  é o  $\log$  do índice de preços mundial. É importante notar que para o mundo como um todo, não existe distinção entre índice de preços para o consumidor e índice de preços doméstico, implicando que também não existe distinção entre os níveis inflacionários correspondentes.

Combinando a equação (3.29) com a definição de termos de troca dada por (3.26), tem-se a seguinte expressão:

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (3.30)$$

Assim, uma vez que a PPC é válida para todo  $t$ , log-linearizando o índice de preços ao consumidor,  $P_t$ , e usando (3.26):

$$\begin{aligned} p_t &= (1 - \alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t} \\ p_t &= p_{H,t} + \alpha(p_{F,t} - p_{H,t}) \\ p_t &= p_{H,t} + \alpha s_t \end{aligned} \quad (3.31)$$

Definindo a inflação doméstica como a variação no índice de preços domésticos:

$$\begin{aligned} \pi_{H,t} &\equiv p_{H,t} - p_{H,t-1} \\ \pi_{H,t} &= \Delta p_{H,t} \end{aligned} \quad (3.32)$$

Como a inflação do índice de preços ao consumidor é dada por  $\pi_t \equiv p_t - p_{t-1}$ , é possível estabelecer uma relação entre as duas medidas de inflação. Utilizando (3.31), pode-se escrever:

$$\pi_t = \Delta p_{H,t} + \alpha \Delta s_t \quad (3.33)$$

Então, utilizando (3.32), obtém-se a equação que relaciona o índice de preços ao consumidor com a inflação doméstica:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t \quad (3.34)$$

Essa equação torna o hiato entre as duas medidas de inflação proporcional à variação percentual nos termos de troca, com o coeficiente de proporcionalidade dado pelo índice de abertura  $\alpha$ .

O próximo passo é buscar identidades que possam levar à relação entre os termos de troca e a taxa de câmbio real. Portanto, define-se a taxa de câmbio real,  $q_{i,t}$ , como:

$$q_{i,t} \equiv \frac{\varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i}{P_{i,t}} \quad (3.35)$$

Ou em *logs*:

$$q_{i,t} = e_{i,t} + p_{i,t}^i - p_{i,t} \quad (3.36)$$

Sabendo que  $q_t \equiv \int_0^1 q_{i,t} di$  é o *log* da taxa real de câmbio efetiva, pode-se escrever:

$$\begin{aligned} q_{i,t} &= \int_0^1 (e_{i,t} + p_{i,t}^i - p_{i,t}) di \\ q_{i,t} &= \int_0^1 e_{i,t} di + \int_0^1 p_{i,t}^i di - \int_0^1 p_{i,t} di \\ q_t &= e_t + p_t^* - p_t \end{aligned} \quad (3.37)$$

Utilizando as equações (3.30) e (3.31), é possível reescrever (3.37) para obter uma equação relacionando a taxa de câmbio real efetiva (em *log*) com os termos de troca:

$$q_t = (1 - \alpha) s_t \quad (3.38)$$

Uma outra hipótese assumida é a de mercados completos, implicando que uma condição análoga a (3.20) deve ser válida para qualquer país  $i$ . Portanto:

$$\beta \left( \frac{C_{t+1}^i}{C_t^i} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t^i}{P_{t+1}^i} \right) \left( \frac{\varepsilon_t^i}{\varepsilon_{t+1}^i} \right) = Q_{t,t+1} \quad (3.39)$$

Combinando as equações (3.20) e (3.39) com (3.35), obtém-se, para todo  $t$ :

$$C_t = \mathcal{G}_i C_t^i \phi_{i,t}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (3.40)$$

onde,  $\mathcal{G}_i$  é uma constante que depende das condições iniciais para cada um dos  $i$  países. Assume-se condições iniciais simétricas, implicando que  $\mathcal{G}_i = \mathcal{G} = 1$ , para todo  $i$ . Levando em consideração essa hipótese, log-linearizando (3.40), é fácil obter:

$$c_t = c_t^i + \frac{1}{\sigma} q_{i,t} \quad (3.41)$$

Integrando (3.41) para todo  $i$ :

$$\begin{aligned} c_t &= \int_0^1 \left( c_t^i + \frac{1}{\sigma} q_{i,t} \right) di \\ c_t &= \int_0^1 c_t^i di + \frac{1}{\sigma} \int_0^1 q_{i,t} di \\ c_t &= c_t^* + \frac{1}{\sigma} q_t \end{aligned} \quad (3.42)$$

De (3.38) em (3.42), é possível obter uma equação relacionando o consumo doméstico com o consumo mundial e os termos de troca, da seguinte forma:

$$c_t = c_t^* + \left( \frac{1-\alpha}{\sigma} \right) s_t \quad (3.43)$$

onde,  $c_t^*$  é o *log* do índice de consumo mundial. A partir de (3.21), é possível extrair que

$E_t \{ Q_{t,t+1} \} = \frac{1}{R_t}$ . Portanto, sabendo que o preço de equilíbrio de títulos denominados em moeda



estrangeira, em termos da moeda doméstica, é dado por  $E_t \{Q_{t,t+1} \varepsilon_{i,t+1}\} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{R_t^i}$ , pode-se combinar essas duas equações para obter uma versão da paridade descoberta dos juros:

$$E_t \left\{ Q_{t,t+1} \left[ R_t - R_t^i \left( \frac{\varepsilon_{i,t+1}}{\varepsilon_{i,t}} \right) \right] \right\} = 0 \quad (3.44)$$

É fácil notar que se pode reescrever (3.44) como  $R_t E_t \{Q_{t,t+1}\} = R_t^i E_t \left\{ Q_{t,t+1} \left( \frac{\varepsilon_{i,t+1}}{\varepsilon_{i,t}} \right) \right\}$ .

Log-linearizando essa expressão:

$$r_t = r_t^i + E \{ \Delta e_{i,t+1} \} \quad (3.45)$$

Integrando (3.45) em relação a  $i$ , é possível chegar à seguinte expressão:

$$\begin{aligned} r_t &= \int_0^1 r_t^i di + \int_0^1 E \{ \Delta e_{i,t+1} \} di \\ r_t - r_t^* &= E \{ \Delta e_{t+1} \} \end{aligned} \quad (3.46)$$

Combinando a equação (3.30) com (3.46):

$$E_t \{ e_{t+1} \} + r_t^* - r_t = s_t - p_t^* + p_{H,t} \quad (3.47)$$

Somando e subtraindo  $p_{H,t}$  e  $p_{t+1}^*$  em (3.47), e resolvendo para  $s_t$ :

$$\begin{aligned} s_t &= r_t^* - r_t - (p_{t+1}^* - p_t^*) + (p_{H,t+1} - p_{H,t}) + E_t \{ e_{t+1} \} + p_{t+1}^* - p_{H,t+1} \\ s_t &= (r_t^* - E_t \{ \pi_{t+1}^* \}) - (r_t - E_t \{ \pi_{H,t+1} \}) + E_t \{ s_{t+1} \} \end{aligned} \quad (3.48)$$

Sob certas condições,<sup>5</sup> é possível mostrar que  $\lim_{T \rightarrow \infty} E_t \{s_T\} = 0$  e, com isso, pode-se resolver (3.48) para a frente, obtendo uma equação para os termos de troca como uma função dos diferenciais de juros reais correntes e antecipados :

$$s_t = E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \left[ (r_{t+k}^* - \pi_{t+k+1}^*) - (r_{t+k} - \pi_{H,t+k+1}) \right] \right\} \quad (3.49)$$

Com a equação (3.49), a apresentação das definições e identidades está concluída para o lado da demanda. No entanto, ainda é necessário processo análogo para o lado da oferta. Uma típica firma da economia doméstica produz um bem diferenciado com tecnologia linear, através da seguinte função de produção:

$$Y_t(j) = A_t N_t(j) \quad (3.50)$$

onde,  $A_t$  representa a tecnologia e  $N_t$ , assim como no caso do consumidor, representa horas de trabalho. Agregando para todos os  $j \in [0,1]$  bens da economia, tem-se a seguinte relação agregada e log-linearizada:

$$y_t = a_t + n_t \quad (3.51)$$

onde,  $a_t$  segue um processo autorregressivo de ordem um dado por  $a_t = \rho_a a_{t-1} + \zeta_t$ . Portanto, o custo marginal real será comum entre as firmas domésticas que, expresso em termos dos preços domésticos, será dado por:

$$mc_t = -v + w_t - p_{H,t} - a_t \quad (3.52)$$

onde,  $v \equiv -\log(1 - \tau)$ , e  $\tau$  representa um subsídio de emprego. Por fim, a última identidade a ser apresentada se refere à maneira como as firmas podem remarcar os seus preços. Para introduzir certa rigidez no modelo, assume-se que somente  $(1 - \theta)$  firmas selecionadas de forma aleatória remarcam os preços a cada período, com independência entre a probabilidade

---

<sup>5</sup> Para uma apresentação e desenvolvimento das condições mencionadas, ver Gali e Monacelli (2005).

de remarcação de cada firma e o tempo desde a última remarcação, como em Calvo (1983). Dessa forma, a estratégia ótima de uma firma típica que vai remarcar seu preço no período  $t$  é dada por:

$$\bar{p}_{H,t} = \mu + (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ mc_{t+k} + p_{H,t} \} \quad (3.53)$$

onde,  $\bar{p}_{H,t}$  denota o  $\log$  dos preços domésticos remarcados e  $\mu \equiv \log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}\right)$  corresponde ao  $\log$  do *mark-up* no estado estacionário.<sup>6</sup> É importante notar que, nesse modelo, as a decisão de remarcação dos preços consideram as expectativas de variáveis no futuro, *ou seja*, essa decisão é *forward-looking*.

Uma vez apresentadas todas as definições e identidades relevantes, passa-se à análise da dinâmica de equilíbrio do modelo. A primeira condição para o equilíbrio implica que todos os  $j$  bens produzidos pela economia doméstica sejam consumidos domesticamente ou exportados para consumo externo. Essa condição é equivalente à:

$$Y_t(j) = C_{H,t}(j) + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di \quad (3.54)$$

onde,  $C_{H,t}^i(j)$  é a demanda do país  $i$  pelo bem  $j$  produzido na economia doméstica. Utilizando (3.10), (3.12), (3.14) e assumindo preferências simétricas entre os países, para todo  $j \in [0,1]$  e todo  $t$ , pode-se reescrever (3.54) da seguinte forma:

$$Y_t(j) = \left( \frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} \left[ (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left( \frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i} \right)^{-\gamma} \left( \frac{P_{F,t}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di \right] \quad (3.55)$$

Definindo  $Y \equiv \left[ \int_0^1 Y_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$  como o produto doméstico agregado e usando (3.55):

<sup>6</sup> Para mais detalhes sobre a derivação dessa estratégia, ver Gali e Monacelli (2005).

$$Y_t = (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left( \frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i} \right)^{-\gamma} \left( \frac{P_{F,t}^i}{P_t} \right)^{-\eta} C_t^i di \quad (3.56)$$

Multiplicando e dividindo a equação anterior por  $(\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i P_{H,t} P_t)^{-\eta}$  e usando (3.35), pode-se reescrever (3.56) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} Y_t &= (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left( \frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i} \right)^{-\gamma} \left( \frac{P_{F,t}^i}{P_t} \right)^{-\eta} \left( \frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i P_{H,t} P_t}{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i P_{H,t} P_t} \right)^{-\eta} C_t^i di \\ Y_t &= (1 - \alpha) \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} \int_0^1 \left( \frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^{\gamma-\eta} \left( \frac{P_{F,t}^i \varepsilon_{i,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t^i di \\ Y_t &= \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} \left[ (1 - \alpha) C_t + \alpha \int_0^1 \left( \frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^{\gamma-\eta} \wp_{i,t}^\eta C_t^i di \right] \end{aligned} \quad (3.57)$$

De (3.40) em (3.57), utilizando os termos de troca:

$$\begin{aligned} Y_t &= \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} \left[ (1 - \alpha) C_t + \alpha \int_0^1 \left( \frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^{\gamma-\eta} \wp_{i,t}^\eta \wp_{i,t}^{-\frac{1}{\sigma}} C_t^i di \right] \\ Y_t &= \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \left[ (1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t^i S_{i,t})^{\gamma-\eta} \wp_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di \right] \end{aligned} \quad (3.58)$$

onde,  $S_t^i$  representa os termos de troca efetivos do país  $i$  e  $S_{i,t}$  são os termos de troca bilaterais entre a economia doméstica e o país  $i$ . Sabendo que  $\int_0^1 s_t^i di = 0$ , usando (3.31) e log-linearizando (3.58), obtém-se:

$$\begin{aligned} y_t &= -\eta(p_{H,t} - p_t) + c_t + \alpha(\gamma - \eta)s_t + \alpha\left(\eta - \frac{1}{\sigma}\right)q_t \\ y_t &= c_t + \alpha\gamma s_t + \alpha\left(\eta - \frac{1}{\sigma}\right)q_t \end{aligned} \quad (3.59)$$

Utilizando (3.38), pode-se reescrever (3.59) da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
y_t &= c_t + \alpha \gamma s_t + \alpha \left( \eta - \frac{1}{\sigma} \right) (1 - \alpha) s_t \\
y_t &= c_t + \alpha s_t \left( \gamma + \eta - \eta \alpha - \frac{1}{\sigma} + \frac{\alpha}{\sigma} \right) \\
y_t &= c_t + \frac{\alpha s_t}{\sigma} [\sigma \gamma + (1 - \alpha)(\sigma \eta - 1)] \\
y_t &= c_t + \frac{\alpha \omega}{\sigma} s_t
\end{aligned} \tag{3.60}$$

onde,  $\omega = \sigma \gamma + (1 - \alpha)(\sigma \eta - 1)$ . Uma condição análoga a (3.60) é válida para todos os países.

Portanto, para um país genérico  $i$ , tem-se  $y_t^i = c_t^i + \frac{\alpha \omega}{\sigma} s_t^i$ . Agregando essa expressão para todos os  $i$  países, tem-se que toda a produção mundial no período  $t$  é consumida pelo mundo no mesmo período. Formalmente:

$$\begin{aligned}
y_t^* &\equiv \int_0^1 c_t^i di + \frac{\alpha \omega}{\sigma} \int_0^1 s_t^i di \\
y_t^* &\equiv c_t^*
\end{aligned} \tag{3.61}$$

onde,  $y_t^*$  é o *log* do índice da produção mundial e  $c_t^*$  representa o *log* do índice de consumo mundial, como definido anteriormente. Utilizando (3.42) e (3.61), pode-se reescrever (3.60) para obter uma relação do produto como função do produto mundial e dos termos de troca:

$$\begin{aligned}
y_t &= c_t^* + \left( \frac{1 - \alpha}{\sigma} \right) s_t + \frac{\alpha \omega}{\sigma} s_t \\
y_t &= y_t^* + \left( \frac{1 - \alpha + \alpha \omega}{\sigma} \right) s_t \\
y_t &= y_t^* + \frac{1}{\sigma_\alpha} s_t
\end{aligned} \tag{3.62}$$

onde,  $\sigma_\alpha \equiv \frac{\sigma}{1 - \alpha + \alpha \omega} > 0$ . Combinando (3.23) com (3.60):

$$\begin{aligned}
y_t &= E_t\{c_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho) + \frac{\alpha\omega}{\sigma}s_t \\
y_t &= E_t\{y_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho) - \frac{\alpha\omega}{\sigma}E_t\{\Delta s_{t+1}\}
\end{aligned} \tag{3.63}$$

De (3.34) em (3.63):

$$\begin{aligned}
y_t &= E_t\{y_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\} - \rho) - \frac{\alpha(\omega-1)}{\sigma}E_t\{\Delta s_{t+1}\} \\
y_t &= E_t\{y_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\} - \rho) - \frac{\alpha\Theta}{\sigma}E_t\{\Delta s_{t+1}\}
\end{aligned} \tag{3.64}$$

onde,  $\Theta \equiv (\sigma\gamma - 1) + (1 - \alpha)(\sigma\eta - 1) = \omega - 1$ . Finalmente, combinando (3.62) com (3.64), obtém-se uma versão da curva IS para o modelo:

$$y_t = E_t\{y_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma_\alpha}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\} - \rho) + \alpha\Theta E_t\{\Delta y_{t+1}^*\} \tag{3.65}$$

É possível também derivar uma relação das exportações líquidas em termos do produto doméstico, como uma fração do produto no estado estacionário,  $Y$ , da seguinte maneira:

$$nx_t \equiv \left(\frac{1}{Y}\right) \left(Y_t - \frac{P_t}{P_{H,t}} C_t\right) \tag{3.66}$$

Log-linearizando (3.66) e fazendo uso de (3.31):

$$\begin{aligned}
nx_t &= y_t - (p_t - p_{H,t} + c_t) \\
nx_t &= y_t - c_t - \alpha s_t
\end{aligned} \tag{3.67}$$

De (3.60) em (3.67), obtém-se a relação entre as exportações líquidas e os termos de troca, que depende dos sinais de  $\sigma$ ,  $\gamma$  e  $\eta$ , como indica a equação abaixo:

$$nx_t = \alpha \left( \frac{\omega}{\sigma} - 1 \right) s_t \quad (3.68)$$

No entanto, ainda é necessária a derivação de outra curva do modelo: uma curva de Phillips Nova-Keynesiana. Para tanto, considere a dinâmica da inflação doméstica na pequena economia aberta:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{ \pi_{H,t+1} \} + \lambda \overline{mc}_t \quad (3.69)$$

onde,  $\lambda \equiv \frac{(1-\beta\theta)(1-\theta)}{\theta}$  e  $\overline{mc}_t = mc_t - mc$  é o *log* da diferença entre custo marginal real e o custo marginal real no estado estacionário, dado por  $mc \equiv -\log \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \equiv -\mu$ .<sup>7</sup> Somando e subtraído  $p_t$  em (3.52):

$$mc_t = -v + (w_t - p_t) + (p_t - p_{H,t}) - a_t \quad (3.70)$$

Utilizando (3.22) em (3.70):

$$mc_t = -v + \sigma c_t + \varphi n_t + \alpha s_t - a_t \quad (3.71)$$

De (3.42), (3.51) e (3.61) em (3.71):

$$\begin{aligned} mc_t &= -v + \sigma c_t^* + (1-\alpha)s_t + \varphi y_t - \varphi a_t + \alpha s_t - a_t \\ mc_t &= -v + \sigma y_t^* + \varphi y_t + s_t - (1-\varphi)a_t \end{aligned} \quad (3.72)$$

Como é possível observar pela equação (3.72), o produto mundial e os termos de troca têm impacto positivo no custo marginal. Como esperado, o produto doméstico também influencia positivamente o custo marginal, enquanto a tecnologia (ou produtividade) possui impacto negativo. Utilizando (3.62) pode-se escrever (3.72) somente em termos do produto doméstico, produto mundial e produtividade:

<sup>7</sup> Para maiores detalhes sobre a derivação da equação (3.69), ver Gali e Monacelli (2005).

$$mc_t = -v + (\sigma_\alpha + \varphi)y_t + (\sigma - \sigma_\alpha)y_t^* - (1 - \varphi)a_t \quad (3.73)$$

O próximo passo é definir o hiato do produto doméstico, como o desvio do *log* do produto doméstico,  $y_t$ , da sua taxa natural,  $\bar{y}_t$ . Ainda, pode-se definir a taxa natural do produto (ou produto potencial) como o nível de equilíbrio do produto na ausência de toda e qualquer rigidez nominal. Formalmente:

$$x_t = y_t - \bar{y}_t \quad (3.74)$$

O nível do produto natural doméstico pode ser encontrado fazendo  $mc_t = -\mu$  para todo  $t$ , usando a definição  $\sigma \equiv \sigma_\alpha(1 - \alpha + \alpha\omega)$  e resolvendo para o produto doméstico na equação (3.73):

$$\begin{aligned} \bar{y}_t &= \frac{v - \mu}{\sigma_\alpha + \varphi} - \frac{\sigma - \sigma_\alpha}{\sigma_\alpha + \varphi} y_t^* + \frac{1 + \varphi}{\sigma_\alpha + \varphi} a_t \\ \bar{y}_t &= \frac{v - \mu}{\sigma_\alpha + \varphi} - \alpha \frac{\Theta \sigma_\alpha}{\sigma_\alpha + \varphi} y_t^* + \frac{1 + \varphi}{\sigma_\alpha + \varphi} a_t \\ \bar{y}_t &= \Omega + \alpha \Psi y_t^* + \Gamma a_t \end{aligned} \quad (3.75)$$

onde,  $\Omega \equiv \frac{v - \mu}{\sigma_\alpha + \varphi}$ ,  $\Psi \equiv -\frac{\Theta \sigma_\alpha}{\sigma_\alpha + \varphi}$  e  $\Gamma \equiv \frac{1 + \varphi}{\sigma_\alpha + \varphi} > 0$ . Ainda, de (3.73), (3.75) e da definição

de  $\bar{mc}_t$ , é possível relacionar o custo marginal real e o hiato do produto:

$$\begin{aligned} y_t - \bar{y}_t &= \frac{mc_t + \mu}{\sigma_\alpha + \varphi} \\ x_t(\sigma_\alpha + \varphi) &= mc_t + \mu \\ \bar{mc}_t &= (\sigma_\alpha + \varphi)x_t \end{aligned} \quad (3.76)$$

Finalmente, de (3.76) em (3.69), obtém-se uma versão da curva de Phillips Nova-Keynesiana:



$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{ \pi_{H,t+1} \} + k_\alpha x_t \quad (3.77)$$

onde,  $k_\alpha \equiv \lambda(\sigma_\alpha + \varphi)$ . É importante notar que o grau de abertura comercial,  $\alpha$ , somente afeta a dinâmica da inflação graças à sua influência na inclinação da curva de Phillips. Isso significa que  $\alpha$  altera a magnitude da resposta da inflação à variações no hiato do produto.

### 3.3. Conclusão

Uma vez apresentadas as equações do modelo, alguns comentários se fazem necessários. O modelo completo consiste em uma curva IS dinâmica (equação (3.65)), uma curva de Phillips Neo-Keynesina (equação (3.77)), além de uma regra de política monetária, introduzida no próximo capítulo. Para determinado nível de preços, o equilíbrio entre a curva IS e a regra de política monetária gera um ponto da curva de demanda agregada. Variando o nível de preços, obtêm-se inúmeras relações de equilíbrio entre a curva IS e a regra de política monetária, que, conseqüentemente, geram toda a curva de demanda agregada.

Como a curva de Phillips Nova-Keynesiana representa a oferta agregada, o equilíbrio da economia é obtido pela relação entre as curvas de oferta agregada e demanda agregada. Essa relação, por sua vez, é dada pelo *trade-off* entre produto e inflação, como observado nas equações do modelo. Dessa forma, o próximo passo, é introduzir a regra de política monetária, assim como o modelo simplificado para a estimação do equilíbrio na economia, apresentados no capítulo seguinte.

## 4. Evidências Econométricas

### 4.1. O Modelo Simplificado

O modelo utilizado no presente trabalho é uma versão simplificada de Gali e Monacelli (2005). Essas simplificações têm como objetivo adequar o modelo para a estimação, uma vez que sua forma original gera problemas nessa etapa como, por exemplo, problemas de identificação. Cabe destacar, que as simplificações aqui realizadas têm respaldo da literatura sobre o tema, seguindo o padrão observado em Lubik e Schofheide (2007).

Obviamente, as alterações propostas para o modelo original não modificam seus princípios elementares, porém, tornam-no próprio para representar a realidade da economia brasileira. De forma resumida, essas alterações compreendem a imposição de elasticidade de substituição intertemporal à unidade, além de tornar a oferta de trabalho perfeitamente elástica.

Dessa forma, pode-se reescrever a curva IS dinâmica, representada pela equação (3.65), como:

$$y_t = E_t \{y_{t+1}\} - \left[ \frac{1 - \alpha(2 - \alpha)(1 - \sigma)}{\sigma} \right] (r_t - E_t \{\pi_{t+1}\}) + \left[ \frac{1 - \alpha(2 - \alpha)(1 - \sigma)}{\sigma} \right] \left( \frac{1}{\beta} - 1 \right) - \alpha \left[ \frac{1 - \alpha(2 - \alpha)(1 - \sigma)}{\sigma} \right] E_t \{\Delta s_{t+1}\} - [\alpha(2 - \alpha)(1 - \sigma)] E_t \{\Delta y_{t+1}^*\} \quad (4.1)$$

onde todos os parâmetros de (4.1) seguem a mesma definição dada no Capítulo 3, assim como os parâmetros das demais equações apresentadas abaixo. Conseqüentemente, a curva de Phillips Neo-Keynesina, representada pela equação (3.77), resume-se a:

$$\pi_t = \beta E_t \{\pi_{t+1}\} + \alpha \beta E_t \{\Delta s_{t+1}\} - \alpha \Delta s_t + \frac{\lambda \sigma}{1 - \alpha(2 - \alpha)(1 - \sigma)} (y_t - \bar{y}_t) \quad (4.2)$$

onde  $\lambda > 0$  é uma constante que captura o grau de rigidez nos preços. Para fechar o modelo, é necessário introduzir uma regra de política monetária para o Banco Central. É utilizada uma regra de Taylor, em que o Banco Central responde a movimentos na inflação, produto e variações cambiais. Formalmente:

$$r_t = \rho_R r_{t-1} + (1 - \rho_R) [\psi_1 \pi_t + \psi_2 y_t + \psi_3 \Delta e_t] + \varepsilon_t^R \quad (4.3)$$

onde,  $0 < \rho_R < 1$  introduz certa persistência na taxa nominal de juros,  $\psi_1, \psi_2, \psi_3 \geq 0$  e  $\varepsilon_t^R$  é um componente não-sistemático da política monetária, *ou seja*, um choque exógeno, com variância  $\sigma_R^2$ . Como o intuito do presente trabalho é responder se o Banco Central altera a condução da política monetária devido a variações cambiais, deve-se estimar o modelo e testar a significância de  $\psi_3$ . No entanto,  $\rho_R$  pode impor uma restrição muito forte na função de reação do Banco Central, tornando-a inadequada para representar seu comportamento. Dessa forma, é proposta outra função de reação que não impõe tal restrição, estimada paralelamente à equação do modelo original.<sup>8</sup>

$$r_t = \rho_R r_{t-1} + \psi_1 \pi_t + \psi_2 y_t + \psi_3 \Delta e_t + \varepsilon_t^R \quad (4.4)$$

onde todos os parâmetros tem a mesma interpretação e estão restritos aos mesmos espaços da equação (4.3). Considera-se ainda, que a Paridade do Poder de Compra (PPC) é válida e, assim:

$$\pi_t = \Delta e_t + (1 - \alpha) \Delta s_t + \pi_t^* \quad (4.5)$$

onde,  $\pi_t^*$  é um choque de inflação mundial, que captura desvios da PPC, com variância  $\sigma_\pi^2$ . A evolução da taxa de câmbio é representada por:

$$\Delta e_t = \rho_E \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t^E \quad (4.6)$$

onde,  $0 < \rho_E < 1$  e  $\varepsilon_t^E$  é um choque exógeno, com variância  $\sigma_E^2$ . Por sua vez, a evolução dos termos de troca é dada pela seguinte equação:

---

<sup>8</sup> Ainda, como uma terceira opção, foi proposta uma função de reação em que o Banco Central responde, com os juros, a variações na diferença entre a inflação corrente e a meta, hiato do produto e variações cambiais. Entretanto, os algoritmos bayesianos mostraram dificuldades de convergência para a distribuição estacionária e, assim, essa função de reação foi descartada.

$$\Delta s_t = \rho_s \Delta s_{t-1} + \varepsilon_t^s \quad (4.7)$$

onde,  $0 < \rho_s < 1$  e  $\varepsilon_t^s$ , assim como em (4.6), é um choque exógeno, com variância  $\sigma_s^2$ . Pode-se escrever, então:

$$\left[ \frac{1 - \alpha(2 - \alpha)(1 - \sigma)}{\sigma} \right] \Delta s_t = \Delta y_t^* - \Delta y_t \quad (4.8)$$

A interpretação de (4.8) é direta: uma elevação do produto mundial, *ceteris paribus*, aumenta a demanda por bens produzidos domesticamente e, conseqüentemente, os termos de troca.

Assim, o conjunto de equações (4.1)-(4.8) forma o sistema a ser estimado para levar à conclusão sobre a condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil (BCB). Dada a utilização de amostra restrita, com pequeno número de observações, métodos econométricos bayesianos apresentam vantagem sobre os métodos tradicionais, pois permitem a utilização de informações *a priori*. A utilização desses métodos para a estimação de modelos de equilíbrio-geral estocásticos e dinâmicos apresenta outras vantagens, já que segundo Canova (2007), os modelos DSGE são problemáticos em, no mínimo, dois sentidos.

Primeiramente, porque esse tipo de modelo proporciona somente uma aproximação do processo gerador dos dados, uma vez que o vetor dos parâmetros estruturais, geralmente, tem uma dimensão reduzida e, assim, fortes restrições são impostas no curto e longo prazos. Em segundo lugar, usualmente, o número de variáveis exógenas é menor que o número de variáveis endógenas, fazendo com que a matriz de covariâncias das variáveis endógenas do modelo seja singular. Essas características tornam a estimação e os testes dos modelos DSGE muito complexos através dos métodos tradicionais, como máxima verossimilhança ou GMM, uma vez que a singularidade mencionada acima impede que rotinas numéricas baseadas no Hessiano funcionem de forma adequada e, conseqüentemente, que o máximo da função objetivo seja atingido.

Por outro lado, os métodos bayesianos são apropriados para lidar com esses problemas. A inferência da distribuição *a posteriori* é possível mesmo quando a matriz de covariâncias do vetor das variáveis endógenas é singular, pois o Hessiano não é necessário para a obtenção da distribuição *a posteriori*.

Canova (2007) ainda apresenta outra vantagem de utilizar métodos bayesianos para a estimação dos modelos DSGE: a distribuição *a posteriori* incorpora incerteza sobre os parâmetros e a especificação do modelo, tornando-os mais atraentes para os macroeconomistas. Essa e outras questões sobre os métodos bayesianos serão apresentadas na próxima seção.

#### 4.2. Métodos Bayesianos

Considere a seguinte equação representando um modelo linear simples:

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + e \\ e &\sim N(0, \sigma^2 I_T) \end{aligned} \quad (4.9)$$

onde,  $Y$  e  $e$  são vetores  $T \times 1$  e  $X$  é uma matriz  $T \times K$  de posto  $K$  contendo os regressores  $X_1, \dots, X_K$ . Na econometria clássica,  $\beta$  e  $\sigma^2$  são tratados como constantes desconhecidas, e seus coeficientes estimados por mínimos quadrados ordinários são os melhores estimadores lineares não-viesados (BLUE) de  $\beta$  e  $\sigma^2$ , dados por:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= (X'X)^{-1} X'Y \\ \sigma^2 &= \frac{\hat{e}'\hat{e}}{T-K} \end{aligned} \quad (4.10)$$

onde,  $\hat{e}' = Y - X\hat{\beta}$ . Esses estimadores são variáveis aleatórias com as seguintes distribuições:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &\sim N(\beta, \sigma^2 (X'X)^{-1}) \\ (T-K) \frac{\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} &\sim \chi^2(T-K) \end{aligned} \quad (4.11)$$

Para avaliar viés e consistência dos estimadores em (4.10) se utilizam diferentes amostras de  $X$  e  $Y$  retiradas de uma população com  $\beta$  e  $\sigma^2$  dados. Suponha que existam  $J$  amostras e, conseqüentemente,  $J$  diferentes estimativas de  $\beta$  e  $\sigma^2$ , ou seja,  $\{(\hat{\beta})^1, (\hat{\beta})^2, \dots, (\hat{\beta})^J\}$  e  $\{(\hat{\sigma}^2)^1, (\hat{\sigma}^2)^2, \dots, (\hat{\sigma}^2)^J\}$ . Assim, um estimador não-viesado de  $\beta$ , por exemplo, tem a seguinte propriedade:

$$p \lim_{J \rightarrow \infty} \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \hat{\beta}^j = \beta \quad (4.12)$$

A expressão (4.12) indica que, em uma amostragem repetida infinitamente, o estimador  $\hat{\beta}$  dado em (4.10), em média, estima corretamente  $\beta$ . Entretanto, nas aplicações empíricas, só existe uma amostra, e  $\hat{\beta}$  é considerado o melhor estimador de  $\beta$  através da utilização do valor esperado. Portanto, na inferência clássica, é de interesse ter uma alta probabilidade de estar próximo do resultado correto. Além disso, probabilidade é definida em termos de frequência relativa e é objetiva.

Na análise bayesiana, os parâmetros do modelo,  $\theta = [\beta, \sigma^2]$ , são tratados como variáveis aleatórias com distribuições de probabilidade. Essas distribuições são utilizadas para inferir o nível de conhecimento sobre os parâmetros do modelo. Uma distribuição de probabilidade,  $g(\theta)$ , é utilizada pelo econometrista para representar o seu conhecimento sobre  $\theta$  antes de observar a amostra dos dados de  $X$  e  $Y$ . Tal distribuição é conhecida como distribuição *a priori*.

Diferentes econometristas podem ter diferentes conhecimentos a respeito dos parâmetros e esse conhecimento pode ser subjetivo, refletindo as crenças iniciais. Assim, a inferência bayesiana é subjetiva no sentido de incorporar as crenças individuais sobre o quão prováveis são diferentes valores dos parâmetros. Uma vez que  $Y$  é observado, um econometrista bayesiano revisa a distribuição inicial dos parâmetros, combinando a distribuição *a priori* com a informação contida na amostra, utilizando, para tanto, o Teorema de Bayes.

Denote  $A$  e  $B$  como dois eventos definidos em um espaço de probabilidade. Dessa forma, a probabilidade condicional de  $A$  dado  $B$  é dada por:

$$P(A|B) = \frac{P(B \cap A)}{P(B)} \quad (4.13)$$

onde,  $P(B) \neq 0$ ,  $P(B \cap A)$  é a probabilidade de que  $A$  e  $B$  ocorram e  $P(A|B)$  é a probabilidade de  $A$  ocorrer dado que  $B$  ocorreu. Considerando que a expressão (4.13) é verdadeira, pode-se escrever:

$$P(B \cap A) = P(B | A)P(A) \quad (4.14)$$

Substituindo (4.14) em (4.13), chega-se ao Teorema de Bayes:

$$P(A | B) = \frac{P(B | A)P(A)}{P(B)} \quad (4.15)$$

A leitura de (4.15), entretanto, requer cautela. Na econometria Bayesiana, a interpretação de probabilidade difere um pouco daquela comumente utilizada pela matemática:  $P(A)$  mede quão forte é a crença na proposição de que  $A$  é verdadeiro. Isso significa que é utilizada a visão subjetiva de probabilidade, em que se conclui, por exemplo, que  $A$  é pouco (ou muito) provável à luz da evidência, e não que  $A$  é falso ou verdadeiro, como na econometria tradicional.

Dessa forma, a função densidade de probabilidade de uma variável aleatória,  $p(x)$ , descreve as diferentes crenças para os possíveis valores de  $X$ , ou seja, a utilização do Teorema de Bayes na análise econométrica mostra como a crença inicial é alterada após a ocorrência de determinado evento. Quando utilizado para a inferência sobre parâmetros, (4.15) assume a seguinte forma:

$$p(\theta | y) = \frac{p(y | \theta)p(\theta)}{p(y)} \quad (4.16)$$

onde,  $p(y | \theta)$  denota a distribuição das observações da amostra dados os parâmetros,  $p(y)$  é a distribuição marginal dos dados,  $p(\theta)$  é a distribuição *a priori*, e  $p(\theta | y)$  é a distribuição *a posteriori* dos parâmetros, uma vez observados os dados.<sup>9</sup>

É possível mostrar, de acordo com Lancaster (2004), que a distribuição marginal dos dados, uma vez que não envolve  $\theta$ , pode ser negligenciada quando o intuito é utilizar o Teorema de Bayes para a inferência sobre  $\theta$ , resultando em:

---

<sup>9</sup> A equação (4.16) pode ser obtida de forma alternativa. Denotando  $h(\theta, y)$  como a distribuição conjunta dos dados e dos parâmetros, pode-se escrever que  $h(\theta, y) = p(y | \theta)p(\theta) = p(\theta | y)p(y)$ . Rearranjando os termos dessa equação, chega-se em  $p(\theta | y) = \frac{p(y | \theta)p(\theta)}{p(y)}$ , que é exatamente a expressão (4.16).

$$p(\theta | y) \propto p(y | \theta)p(\theta) \quad (4.17)$$

Substituindo  $p(y | \theta)$  pela função de verossimilhança  $\ell(\theta | y)$ , uma vez observados os dados, a distribuição *a posteriori* pode ser expressa como a combinação entre a função de verossimilhança e a distribuição *a priori*:

$$p(\theta | y) \propto \ell(\theta | y)p(\theta) \quad (4.18)$$

Como ressaltado anteriormente, enquanto a inferência clássica é baseada somente em informações da amostra e é objetiva, é possível tirar vantagem desse tipo de subjetividade da inferência bayesiana, através da escolha da distribuição *a priori*. Quando o econometrista possui alguma crença a respeito do parâmetro como, por exemplo, que pertence ao intervalo  $[0;1]$ , tal informação afeta a estimação e, conseqüentemente, a distribuição *a posteriori*. No entanto, quando o econometrista não possui qualquer informação ou crença a respeito do parâmetro, é utilizada uma distribuição *a priori* não-informativa ou difusa. Nesse caso, os parâmetros estimados terão valores semelhantes aos obtidos por métodos tradicionais, como máxima verossimilhança.<sup>10</sup>

Entretanto, mesmo que teoricamente simples, a escolha da distribuição *a priori* pode ser problemática. Em princípio, uma distribuição *a priori* de qualquer forma pode ser combinada com a função de verossimilhança para formar a distribuição *a posteriori*. Isso não significa, obviamente, que qualquer distribuição pode ser utilizada. Como exemplo, basta considerar o caso de  $\sigma^2$ , que não pode ter como distribuição *a priori* a distribuição normal, já que a variância não assume valores negativos.

Dentre o grupo de funções densidade que podem ser utilizadas para as distribuições *a priori*, algumas podem ser mais facilmente combinadas com a função de verossimilhança, conhecidas como *natural conjugates*. Quando uma distribuição *a priori* desse tipo é combinada com a função de verossimilhança, a distribuição *a posteriori* tem a mesma forma que a distribuição *a priori*.

O conhecimento estatístico teoriza que a combinação entre a função de probabilidade condicional e a função marginal, geram uma distribuição conjunta. Como é exatamente esse tipo de combinação que é expressa na equação (4.17), é fácil concluir que o resultado da estimação bayesiana é uma distribuição conjunta.

---

<sup>10</sup> Para mais detalhes, incluindo uma aplicação, ver Kim e Nelson (1999).



Entretanto, o interesse dos econométricos, geralmente, não está na distribuição conjunta dos parâmetros condicional aos dados, e sim na distribuição marginal dos parâmetros de  $\theta$ . Dessa forma, a solução é integrar a distribuição conjunta com respeito a todos os componentes de  $\theta$ , com exceção do parâmetro de interesse. Esse procedimento, embora teoricamente simples, pode se tornar muito complexo na sua aplicação. Conseqüentemente, métodos computacionais de amostragem se tornam interessantes para resolver o problema e, em alguns casos, inclusive para encontrar a distribuição conjunta, como os métodos de Markov Chain Monte Carlo ou, simplesmente, MCMC.<sup>11</sup>

Segundo Lancaster (2004), pode-se resumir MCMC como métodos para amostrar determinada distribuição de probabilidade através da construção de cadeias de Markov, de forma que essa determinada distribuição é a distribuição estacionária da cadeia, e que a cadeia converge em distribuição para a distribuição estacionária. Quando a convergência ocorre, realizações da cadeia são realizações da distribuição estacionária. Assim, o trabalho do econométrico é construir uma cadeia de Markov que convirja para a distribuição estacionária.

Dois desses métodos de simulação por MCMC merecem destaque: Gibbs e Metropolis-Hastings.<sup>12</sup> Por ser o primeiro método utilizado na estatística e econometria, além de ser o mais intuitivo, será apresentado primeiramente o método de Gibbs. De uma forma simples e resumida, o algoritmo de Gibbs utiliza métodos de simulação para obter aproximações das distribuições conjunta e marginal através de amostragem da distribuição condicional.<sup>13</sup>

Para uma apresentação mais formal, suponha uma função de densidade conjunta de  $k$  variáveis,  $f(z_1, z_2, \dots, z_k)$ , e que o interesse é obter as características da densidade marginal como, por exemplo, média e variância. Tem-se:

$$f(z_t) = \int \dots \int f(z_1, z_2, \dots, z_k) dz_1 \dots dz_{t-1} dz_{t+1} \dots dz_k \quad (4.19)$$

No entanto, a distribuição conjunta pode não ser dada ou, mesmo que conhecida, as integrais em (4.19) podem ser de cômputo muito complexo. Se todo o conjunto de distribuições condicionais é conhecido, denotado por  $f(z_t | z_{j \neq t})$ ,  $t = 1, 2, \dots, k$ , com

<sup>11</sup> Ver Gamerman e Lopes (2006).

<sup>12</sup> Embora colocados de forma separada, deve-se lembrar que o método de Gibbs é um caso particular de Metropolis-Hastings.

<sup>13</sup> Algumas importantes referências sobre o método de Gibbs são os trabalhos de Casella e George (1993), Geman e Geman (1984), Gelfand e Smith (1990) e Gelfand *et al.* (1990).

$z_{j \neq t} = \{z_1, \dots, z_{t-1}, z_{t+1}, \dots, z_k\}$ , então o método de Gibbs permite gerar a amostra  $z_1^j, z_2^j, z_3^j, \dots, z_k^j$  da densidade conjunta  $f(z_1, z_2, \dots, z_k)$  sem conhecer a distribuição conjunta ou as densidades marginais  $f(z_t)$ ,  $t=1, 2, \dots, k$ .

Dado um conjunto arbitrário de valores iniciais  $(z_2^0, z_3^0, \dots, z_k^0)$ , pode-se resumir o algoritmo de Gibbs da seguinte maneira:

1. Retire  $z_1^1$  de  $f(z_1 | z_2^0, z_3^0, \dots, z_k^0)$ ;
2. Retire  $z_2^1$  de  $f(z_2 | z_1^1, z_3^0, \dots, z_k^0)$ ;
3. Retire  $z_3^1$  de  $f(z_3 | z_1^1, z_2^1, z_4^0, \dots, z_k^0)$ ;
- ⋮
- k. Finalmente, retire  $z_k^1$  de  $f(z_k | z_1^1, z_2^1, \dots, z_{k-1}^1)$  para completar uma iteração.

Os passos 1 a  $k$  podem ser iterados  $J$  vezes para obter  $(z_1^j, z_2^j, z_3^j, \dots, z_k^j)$ ,  $j=1, 2, \dots, J$ . Geman e Geman (1984) mostraram que as distribuições conjunta e marginal de  $(z_1^j, z_2^j, z_3^j, \dots, z_k^j)$  convergem, respectivamente, para as distribuições conjunta e marginal de  $z_1, z_2, \dots, z_k$  a uma taxa exponencial, quando  $J \rightarrow \infty$ .

Portanto, as distribuições conjunta e marginal de  $z_1, z_2, \dots, z_k$  podem ser aproximadas por distribuições de  $M$  valores simulados  $(z_1^j, z_2^j, z_3^j, \dots, z_k^j)$ ,  $j=L+1, \dots, L+M$ , onde  $L$  é suficientemente grande para que o algoritmo de Gibbs tenha convergido.  $M$  pode ser escolhido de forma a obter precisão suficiente para a distribuição de interesse. Por exemplo, a

média da distribuição marginal de  $z_i$  pode ser aproximada por  $\frac{\sum_{j=1}^M z_i^{L+j}}{M}$ , enquanto a distribuição marginal de  $z_i$  pode ser aproximada pela distribuição empírica de  $(z_i^{L+1}, z_i^{L+2}, \dots, z_i^{L+M})$ .

A convergência do algoritmo é um fator fundamental na análise. McCulloch e Rocci (1994) sugerem a elaboração de gráficos das estimativas das distribuições *a posteriori* nas iterações do algoritmo. Se as densidades estimadas mostrarem pouca variação com iterações adicionais, é possível concluir que o algoritmo de Gibbs convergiu. Entretanto, Gelman e Rubin (1992) sugerem que uma simples seqüência de amostras pode dar a falsa impressão de

convergência, não importando quantas iterações foram realizadas. Assim, os autores sugerem testar convergência para diferentes conjuntos de valores iniciais.

Em alguns casos, no entanto, uma ou mais distribuições condicionais não podem ser convenientemente amostradas e, assim, o algoritmo de Gibbs não se aplica. Por exemplo, em modelos que são não-lineares nos parâmetros, a distribuição condicional dos parâmetros pode ser irreconhecível. Em outros casos, a distribuição pode ser conhecida, mas de amostragem muito complexa. Nesses casos, um método mais geral, como o algoritmo de Metropolis-Hastings, resolve o problema de forma adequada.

Para introduzir o método de Metropolis-Hastings, primeiramente, será apresentado o algoritmo original, de Metropolis *et al* (1953), generalizado mais tarde por Hastings (1970). Para tanto, considere que a distribuição alvo é  $p(y)$ , onde  $y$  pode ser escalar ou vetorial. No método de Metropolis, primeiro se escolhe uma distribuição proposta,  $q(y|x)$ , uma distribuição de probabilidade em  $\Theta$ , para cada  $x \in \Theta$ .

É relevante mencionar, que  $q(y|x)$  deve ser simétrica em  $y$  e  $x$ , além de que pode ter seus valores gerados rejeitados. Quando isso acontece, o estado da cadeia de Markov permanece inalterado. É possível então, construir uma cadeia com  $p(y)$  como sua distribuição estacionária, utilizando o seguinte algoritmo de Metropolis:

1. Escolha um valor inicial  $y_0$  para  $t = 0$ ;
2. Retire  $y^*$  de  $q(\cdot | y_t)$ ;
3. Calcule a razão  $r(y_t, y^*) = \frac{p(y^*)}{p(y_t)}$ ;
4. Se  $r \geq 1$ ,  $y_{t+1} = y^*$ . Caso contrário:  
 $y_{t+1} = y^*$ , com probabilidade  $r$ ,  
 $y_{t+1} = y_t$ , com probabilidade  $(1-r)$ ;
5. Aumente  $t$  em uma unidade e retorne ao passo 2.

Pode-se mostrar, segundo Lancaster (2004), que a probabilidade de  $y^*$  ser aceito no passo 3 é igual a:

$$\rho(y_t, y^*) = \min\left(\frac{p(y^*)}{p(y_t)}, 1\right) \quad (4.20)$$

De (4.20), conclui-se que é mais provável que cadeia de Markov aceite valores de  $y$  que, de acordo com a distribuição estacionária, são mais prováveis relativos ao valor corrente da cadeia. Isso porque a cadeia tende a se mover para regiões de alta probabilidade no espaço amostral, mas nem sempre o faz.

Assim, uma cadeia de Metropolis, ocasionalmente, apresentará uma seqüência de valores idênticos quando realizações são rejeitadas repetitivamente e  $y_{t+1} = y_t$ . No entanto, para um valor de  $t$  suficientemente grande, as variáveis aleatórias  $y_t, y_{t+1}, \dots$  serão identicamente distribuídas como  $p(\cdot)$ , a distribuição estacionária.

Uma vez apresentado o método de Metropolis, a generalização de Hastings pode ser introduzida. Essa extensão altera o algoritmo original apenas na definição da razão  $r$ , que passa a ser:

$$r(y_t, y^*) = \frac{p(y^*)q(y_t | y^*)}{p(y_t)q(y^* | y_t)} \quad (4.21)$$

Conseqüentemente, no algoritmo de Metropolis-Hastings, a probabilidade de  $y^*$  ser aceito é dada por:

$$\rho(y_t, y^*) = \min\left(\frac{p(y^*)q(y_t | y^*)}{p(y_t)q(y^* | y_t)}, 1\right) \quad (4.22)$$

A partir de (4.22) é fácil notar a generalização efetuada por Hastings. Como ressaltado anteriormente, no algoritmo de Metropolis,  $q(y|x)$  deve ser simétrica em  $y$  e  $x$ . Hastings, no entanto, eliminou esse pré-requisito. É fácil notar também que, se  $q(y|x)$  for simétrica, (4.22) se reduz a expressão (4.20) e a extensão de Hastings volta ao algoritmo original de Metropolis.

Ainda mais geral, é o algoritmo de *Random Walk* Metropolis-Hastings, presente em alguns *softwares* como, por exemplo, o pacote Dynare do Matlab, que é utilizado no presente trabalho para a estimação e simulação do modelo proposto. O algoritmo é muito semelhante

aos apresentados anteriormente, com pequenas alterações, como  $y_t^* = y_t + \varepsilon_t$ , onde  $\varepsilon_t$  é uma perturbação aleatória do estado corrente da cadeia de Markov e que  $q(y|x)$  passa a ser  $g(y-x)$ .

Por fim, cabe aqui um comentário referente à apresentação, realizada nessa seção, dos métodos bayesianos. O intuito dessa seção não é apresentar detalhadamente a econometria bayesiana, e sim situar o leitor sobre as diferenças entre esses métodos e a econometria tradicional, sua intuição, além de mostrar o caminho realizado na seção seguinte para estimar o modelo, que é propósito do trabalho. Assim, para maiores detalhes sobre os métodos bayesianos, ver Lancaster (2004), Kim e Nelson (1999) e Johannes e Polson (2003), utilizados como base da apresentação realizada nessa seção.

### 4.3. Estimação

A amostra utilizada para a estimação inclui observações trimestrais log-linearizadas do produto interno bruto (PIB), inflação, juros nominais, taxa de câmbio nominal e termos de troca, desde o primeiro trimestre de 2000 até o terceiro trimestre de 2007, incluindo 31 observações de cada variável. O período pós-2000 foi escolhido porque, anteriormente, o Banco Central do Brasil seguia um regime de câmbio administrado e, assim, não haveria sentido em estimar uma regra de política monetária para testar se o BCB considerava as variações cambiais na condução da política monetária.

Do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foi retirada a série encadeada do PIB trimestral com ajuste sazonal e o IPCA mensal, cuja variação foi acumulada em três meses para obter o dado trimestral. Para os juros nominais foi utilizada a taxa Selic acumulada no mês, retirada do Banco Central do Brasil, que também foi transformada para o regime trimestral. Da mesma fonte foi obtida a taxa de câmbio nominal R\$/US\$, utilizando o valor de venda da Ptax no final do período. Da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX), foram extraídos os dados de exportações e importações necessários para calcular os termos de troca.<sup>14</sup>

Ainda, duas outras séries foram construídas: o PIB potencial e o PIB mundial. O primeiro foi obtido através da aplicação do filtro estatístico de Hodrick-Prescott (HP) na série do PIB. Vale ressaltar que outras medidas de PIB potencial apresentaram resultados semelhantes na estimação, como o filtro de Christiano-Fitzgerald, tendência linear e o uso do

---

<sup>14</sup> Todos os dados desse trabalho também podem ser obtidos através do *software* Macrodados, que compila dados de inúmeras fontes como, por exemplo, as citadas acima.

Filtro de Kalman. Já o PIB mundial trimestral foi calculado através de dados extraídos do Fundo Monetário Internacional (FMI).

Cabe destacar, mais uma vez, que a estimação foi realizada através da elaboração de programa no pacote Dynare para o Matlab, por apresentar algumas rotinas previamente programadas e, conseqüentemente, reduzir o custo computacional de implementação.<sup>15</sup> Assim, a primeira etapa é dada pelas escolhas das distribuições *a priori* para cada um dos parâmetros, consideradas independentes entre si. Para essas escolhas, restrições nos parâmetros como, por exemplo, não negatividade, pertencer a determinado domínio, *etc*, são consideradas.

Como o conjunto informacional para centrar os parâmetros em determinados valores de determinadas distribuições é restrito, a escolha natural é utilizar distribuições *a priori* difusas, em que é selecionado apenas o intervalo de variação do parâmetro. Todos os valores pertencentes a esse intervalo possuem a mesma probabilidade de ocorrência, enquanto valores fora do intervalo têm probabilidade zero.

O parâmetro  $\alpha$ , inversamente relacionado ao grau de preferência por produtos domésticos, *ou seja*, uma espécie de índice de abertura comercial, pertence ao intervalo [0;1). Dessa forma, escolhe-se a distribuição Uniforme restrita nesse intervalo. A elasticidade de substituição intertemporal,  $\sigma$ , também tem como domínio [0;1) e, conseqüentemente, a escolha também foi uma distribuição Uniforme restrita nesse intervalo.

Para  $\beta$  foi escolhida uma distribuição Uniforme com os mesmos parâmetros e domínio, pois  $\beta$  é um fator de desconto intertemporal. Por sua vez,  $\lambda$ , presente na curva de Phillips Neo-Keynesina como uma constante que captura certa rigidez nos preços, deve ser positiva. Assim, a distribuição Uniforme entre 0 e 2 é escolhida, já que a literatura sobre o tema indica coeficientes estimados pertencentes a nesse intervalo, como Lubik e Schorfheide (2007).

Da regra de Taylor, para induzir estacionariedade,  $\rho_R$  fica restrito ao intervalo [0;1), com distribuição *a priori* Uniforme restrita a esse intervalo. Da mesma equação, tem-se a restrição  $\psi_1, \psi_2, \psi_3 \geq 0$ , cabendo a esses parâmetros a distribuição Uniforme entre 0 e 10. Tanto  $\rho_S$  quanto  $\rho_E$  são dois parâmetros restritos ao intervalo [0;1), para induzir estacionariedade nas variáveis a que estão relacionados e, portanto, estão truncados nesse intervalo, com distribuição Uniforme. Por fim, os desvios-padrões dos choques têm

---

<sup>15</sup> Para obter o programa completo, entrar em contato com o autor através do e-mail [luizgcf@gmail.com](mailto:luizgcf@gmail.com).

distribuição Gamma Inversa. A Tabela 4.1, abaixo, resume as escolhas das distribuições *a priori*:

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

<b>Parâmetro</b>	<b>Domínio</b>	<b>Densidade</b>	<b>Média</b>	<b>Variância</b>
$\alpha$	[0;1)	Uniforme	0,5000	0,0833
$\sigma$	[0;1)	Uniforme	0,5000	0,0833
$\beta$	[0;1)	Uniforme	0,5000	0,0833
$\lambda$	[0;2]	Uniforme	1,0000	0,3333
$\rho_R$	[0;1)	Uniforme	0,5000	0,0833
$\psi_1$	[0;10]	Uniforme	5,0000	8,3333
$\psi_2$	[0;10]	Uniforme	5,0000	8,3333
$\psi_3$	[0;10]	Uniforme	5,0000	8,3333
$\rho_S$	[0;1)	Uniforme	0,5000	0,0833
$\rho_E$	[0;1)	Uniforme	0,5000	0,0833
$\sigma_R$	$\mathfrak{R}_+$	InvGamma	0,2000	Inf.
$\sigma_\pi$	$\mathfrak{R}_+$	InvGamma	0,2000	Inf.
$\sigma_S$	$\mathfrak{R}_+$	InvGamma	0,2000	Inf.
$\sigma_E$	$\mathfrak{R}_+$	InvGamma	0,2000	Inf.

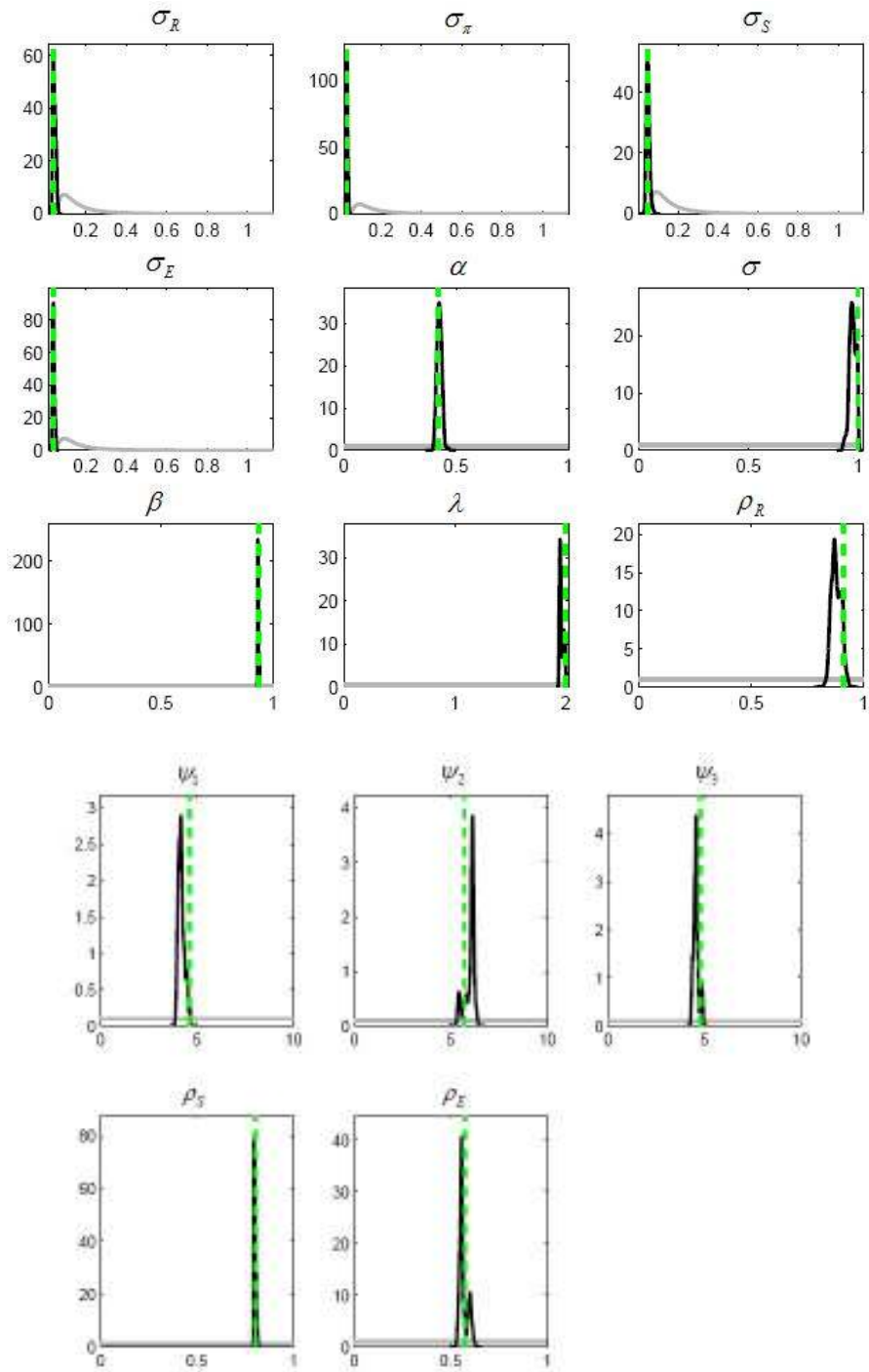
Fonte: Elaboração do Autor.

O próximo passo é, então, utilizar os dados para alterar as crenças iniciais, dadas pelas distribuições *a priori*. Primeiramente, na sub-seção 4.3.1, é estimado o modelo com a função de reação original (restrita), dada pela equação (4.3), para depois, na sub-seção 4.3.2, estimar o modelo com a função de reação alternativa (irrestrita), dada pela equação (4.4).

#### **4.3.1. Função de Reação Restrita**

Nessa sub-seção é estimado o modelo com a função de reação original (restrita), dada pela equação (4.3). Através do programa e dos métodos mencionados na seção anterior, as estimativas bayesianas podem ser resumidas na Figura 4.1, que apresenta as distribuições *a priori* e *a posteriori*, e na Tabela 4.2:

**Figura 4.1 – Distribuições a Priori e a Posteriori**



Fonte: Elaboração do Autor.



**Tabela 4.2 – Estimação dos Parâmetros**

Parâmetro	Distribuição a Priori	Distribuição a Posteriori	
	Média	Média	Intervalo de Credibilidade (95%)
$\alpha$	0,5000	0,4265	[0,4087;0,4440]
$\sigma$	0,5000	0,9775	[0,9570;0,9998]
$\beta$	0,5000	0,9331	[0,9302;0,9376]
$\lambda$	1,0000	1,9739	[1,9382;1,9924]
$\rho_R$	0,5000	0,8704	[0,8459;0,9112]
$\psi_1$	5,0000	4,1842	[3,9259;4,4536]
$\psi_2$	5,0000	5,8727	[5,4023;6,2165]
$\psi_3$	5,0000	4,5722	[4,3340;4,8313]
$\rho_S$	0,5000	0,8064	[0,7922;0,8085]
$\rho_E$	0,5000	0,5781	[0,5389;0,6046]
$\sigma_R$	0,2000	0,0453	[0,0334;0,0553]
$\sigma_\pi$	0,2000	0,0323	[0,0254;0,0376]
$\sigma_S$	0,2000	0,0490	[0,0377;0,0627]
$\sigma_E$	0,2000	0,0400	[0,0315;0,0474]

Fonte: Elaboração do Autor.

A Tabela 4.2 reporta as médias das distribuições *a priori* e *a posteriori*, além do intervalo de credibilidade de 95% para os coeficientes estimados. Foram obtidos resultados consistentes com a literatura existente sobre o tema como, por exemplo, Lubik e Schorfheide (2007). É possível concluir que o Banco Central do Brasil segue uma política anti-inflacionária, pois  $\psi_1 = 4,1842$ , um resultado esperado para um Banco Central que conduz a política monetária através de um sistema de metas de inflação. Esse resultado é coerente com a idéia de uma resposta mais forte dos juros nominais a mudanças na inflação corrente, para induzir aumento do juro real e os efeitos desejados na economia.

O BCB também mostra uma forte reação ao produto, conclusão obtida através do valor estimado para  $\psi_2$ . Ainda, mais importante para o objetivo do presente trabalho, é o valor obtido para  $\psi_3$ , de 4,5722, que parece indicar que o BCB reage a variações cambiais para definir a trajetória da taxa de juros. Entretanto, para garantir a validade dessa conclusão, é necessário computar testes estatísticos, realizados posteriormente. Para cessar os comentários sobre a função de reação do BCB, o coeficiente estimado  $\rho_R = 0,8704$ , indica alta persistência nos juros nominais e, portanto, uma trajetória relativamente suave para a taxa de juros.

Os outros parâmetros estimados também apresentaram valores coerentes com a teoria econômica e com a realidade brasileira. Uma exceção é o alto valor estimado para  $\alpha$ , indicando que o Brasil apresenta considerável grau de abertura comercial, um resultado não corroborado pelos estudos sobre o tema. Entretanto, a interpretação de  $\alpha$  nesse tipo de modelo perde um pouco do seu valor, como argumentam Lubik e Schorfheide (2005) e Justiniano e Preston (2005). Isso ocorre, pois esse parâmetro deve apresentar valor cabível nas rígidas restrições impostas pelas relações entre as equações, deixando de refletir com fidelidade o grau de abertura comercial e, assim, justificando  $\alpha = 0,4265$ .

Embora os resultados estimados pareçam indicar que o BCB considera variações cambiais na condução da política monetária, é interessante utilizar testes estatísticos para validar esse tipo de conclusão. A escolha natural na econometria bayesiana é utilizar o fator de Bayes que, além de intuitivo, é o equivalente ao teste da razão de verossimilhança na econometria clássica.

Para tanto, além do modelo já estimado, sem restrições adicionais nos parâmetros, denominado  $M_1$ , é necessário estimar outro modelo,  $M_2$ , impondo somente a restrição  $\psi_3 = 0$ . Então, através da razão das funções de verossimilhança marginais de cada modelo pode-se concluir se  $M_1$  ou  $M_2$  reflete com mais fidelidade os dados e, conseqüentemente, a dinâmica da economia brasileira. Após a estimação de  $M_2$ , obtém-se o valor de 302,41 para a função de verossimilhança marginal,<sup>16</sup> ao passo que o valor obtido para  $M_1$  é de 303,77. Formalmente, para avaliar se os dados favorecem mais fortemente  $M_1$  a  $M_2$ :

$$\xi = \frac{303,77}{302,41} = 1,0045 \quad (4.22)$$

onde,  $\xi$  é o fator de Bayes, que deve ser comparado com valores pré-determinados para concluir sobre o favorecimento de um dos modelos. Esses valores são apresentados na Tabela 4.3:

---

<sup>16</sup> Por simplicidade, uma tabela com os resultados estimados para os parâmetros não foi disponibilizada no trabalho. Porém, tal tabela está disponível através de contato com o autor pelo e-mail [luizgcf@gmail.com](mailto:luizgcf@gmail.com).

**Tabela 4.3 – Harold Jeffreys**

$\xi$	dB	bits	Intensidade da Evidência
<1:1	<0	-	Negativa
1:1 a 3:1	0 a 5	0 a 1,6	Muito Fraca
3:1 a 10:1	5 a 10	1,6 a 3,3	Substancial
10:1 a 30:1	10 a 15	3,3 a 5,0	Forte
30:1 a 100:1	15 a 20	5,0 a 6,6	Muito Forte
>100:1	>20	>6,6	Decisiva

Fonte: Jeffreys (1961).

A Tabela 4.3 fornece os intervalos do fator de Bayes na primeira coluna, e o peso da evidência nas colunas 2 e 3, dados pelos logaritmos de  $\xi$  em diferentes bases, correspondentes a decibans e bits, respectivamente. É fácil notar que o fator de Bayes possui uma escala de interpretação, e não uma condição, como nos testes de hipóteses da econometria tradicional.

De acordo com a tabela de Jeffreys (1961), é possível concluir que a evidência a favor de  $M_1$ , quando comparado a  $M_2$ , dada por  $\xi = 1,0045$ , é muito fraca. Dessa forma, não é possível afirmar que  $\psi_3 \neq 0$ . Portanto, não há evidências que o Banco Central do Brasil altere a condução da política monetária devido a variações cambiais. Isso não significa que o BCB não acompanha os movimentos cambiais, e sim que ele não reage sistematicamente com alterações na taxa de juros a esses movimentos.<sup>17</sup>

Essa conclusão é coerente com a hipótese de que o BCB monitora somente os impactos indiretos do cambio na inflação, através do impacto cambial nas expectativas inflacionárias e o seu conseqüente impacto na inflação corrente. Dessa forma, uma desvalorização cambial muito forte, por exemplo, geraria uma deterioração das expectativas inflacionárias que, por sua vez, aumentariam as pressões na inflação corrente e poderiam levar o BCB a elevar os juros.

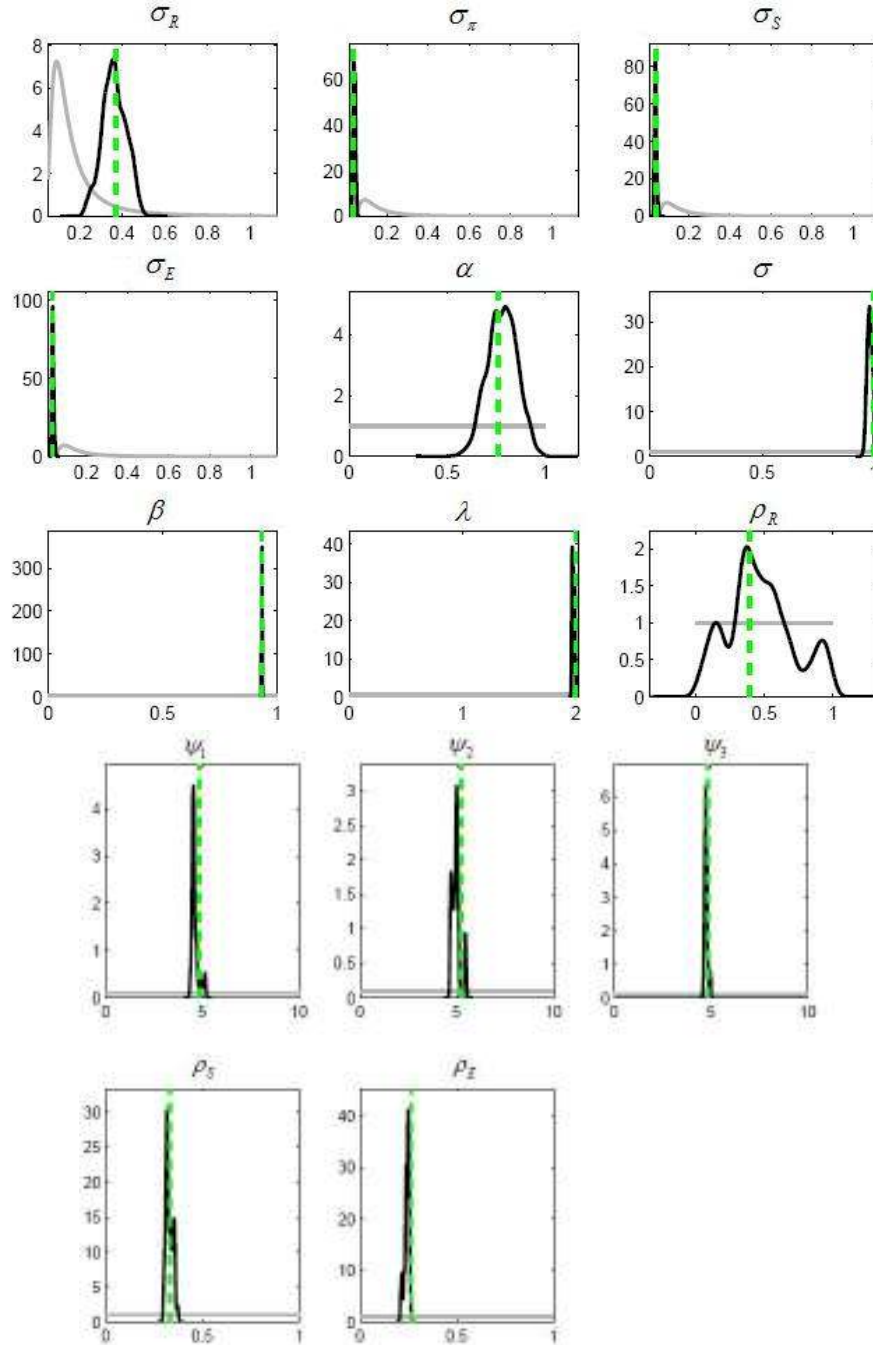
No entanto, como mencionado acima,  $\rho_R$  pode impor fortes restrições em (4.3), gerando erros de especificação e, dessa forma, invalidando as conclusões obtidas através da estimação anterior. A alternativa é estimar outra função de reação para o BCB, descrita pela equação (4.4), que não impõe tais restrições, apresentada na sub-seção 4.3.2.

<sup>17</sup> Há evidências qualitativas de que o BCB tenta reduzir a volatilidade da taxa de câmbio, mas isso não significa que a trajetória da taxa de juros é alterada sistematicamente devido a essas ações.

### 4.3.2. Função de Reação Irrestrita

Os resultados da estimação do modelo com a função de reação alternativa (irrestrita) são apresentados na Figura 4.2, com as distribuições *a priori* e *a posteriori*, e na Tabela 4.4:

Figura 4.2 – Distribuições *a Priori* e *a Posteriori*



Fonte: Elaboração do Autor.

**Tabela 4.4 – Estimação dos Parâmetros**

Parâmetro	Distribuição a Priori	Distribuição a Posteriori	
	Média	Média	Intervalo de Credibilidade (95%)
$\alpha$	0,5000	0,7487	[0,6434;0,8926]
$\sigma$	0,5000	0,9755	[0,9650;0,9989]
$\beta$	0,5000	0,9337	[0,9309;0,9365]
$\lambda$	1,0000	1,9758	[1,9614;1,9916]
$\rho_R$	0,5000	0,5150	[0,1033;0,9272]
$\psi_1$	5,0000	4,6812	[4,3706;4,9238]
$\psi_2$	5,0000	5,0990	[4,6678;5,4163]
$\psi_3$	5,0000	4,7498	[4,6132;4,8582]
$\rho_S$	0,5000	0,3384	[0,3064;0,3611]
$\rho_E$	0,5000	0,2358	[0,2160;0,2581]
$\sigma_R$	0,2000	0,4042	[0,2745;0,4580]
$\sigma_\pi$	0,2000	0,0427	[0,0325;0,0505]
$\sigma_S$	0,2000	0,0416	[0,0306;0,0468]
$\sigma_E$	0,2000	0,0397	[0,0297;0,0446]

Fonte: Elaboração do Autor.

A Tabela 4.4 reporta as médias das distribuições *a priori* e *a posteriori*, além do intervalo de credibilidade de 95% para os coeficientes estimados, utilizando a função de reação para o BCB dada pela equação (4.4). Os coeficientes estimados apresentam resultados semelhantes aos obtidos com a estimação anterior, exceção feita aos valores de  $\alpha$  e  $\rho_R$  que, mesmo assim, não alteram as conclusões extraídas da estimação do modelo.

No primeiro caso,  $\alpha = 0,7487$  indica que o Brasil apresenta grau ainda mais elevado de abertura comercial. Assim como no modelo restrito, esse resultado intrigante pode ser explicado pelos argumentos de Lubik e Schorfheide (2005) e Justiniano e Preston (2005). A interpretação de  $\alpha$  fica um pouco distorcida devido às rígidas restrições impostas pelas relações entre as equações e, dessa forma, deixa de refletir com fidelidade o grau de abertura comercial.

No caso de  $\rho_R$ , a estimação do modelo com a função de reação irrestrita reduz o grau de suavização da taxa de juros adotado pelo BCB. Com isso, movimentos menos amenos como, por exemplo, iniciar o ciclo de aperto monetário com uma elevação de 50 pontos-base da taxa de juros, se tornam mais verossímeis. Os outros coeficientes apresentam valores coerentes com a estimação inicial e, conseqüentemente, sua interpretação se torna imediata.

É possível concluir que o BCB do Brasil segue fortemente uma política anti-inflacionária, pois  $\psi_1 = 4,6812$ , um resultado esperado para um Banco Central que conduz a política monetária através de um sistema de metas de inflação. O coeficiente  $\psi_2 = 5,0990$  mostra que o BCB reage com os juros ao produto, sendo sensível a um super aquecimento da economia, por exemplo. Por fim,  $\psi_3 = 4,7498$  parece indicar que o BCB reage a variações cambiais para definir a trajetória da taxa de juros. Para garantir a validade dessa conclusão é computado o fator de Bayes.

Além do modelo já estimado, sem restrições adicionais nos parâmetros, denominado  $M_3$ , é estimado outro modelo,  $M_4$ , impondo a restrição  $\psi_3 = 0$ . Através da razão das funções de verossimilhança marginais de cada modelo pode-se concluir se  $M_3$  ou  $M_4$  reflete com mais fidelidade os dados e, conseqüentemente, a dinâmica da economia brasileira.

Após a estimação de  $M_4$ , obtém-se o valor de 248,49 para a função de verossimilhança marginal,<sup>18</sup> ao passo que o valor obtido para  $M_3$  é de 266,55. Assim,  $\xi$ , o fator de Bayes, é dado por:

$$\xi = \frac{266,55}{248,49} = 1,0727 \quad (4.23)$$

Comparando o valor do fator de Bayes com os valores pré-determinados na tabela de Jeffreys (1961) é possível para concluir sobre o favorecimento de  $M_3$  ou  $M_4$ . De acordo com a Tabela 4.3, conclui-se que a evidência a favor de  $M_3$ , quando comparado a  $M_4$ , dada por  $\xi = 1,0061$ , é fraca, ou seja, não se pode afirmar que  $\psi_3 \neq 0$ . Esse resultado é coerente com o obtido através da estimação do modelo com a função de reação original (restrita), sustentando a hipótese de que o BCB não altera sistematicamente a condução da política monetária devido a variações cambiais.

Assim, há evidências de que o BCB reage somente a movimentos da inflação corrente e do produto para determinar a trajetória dos juros. No entanto, cabe comentar que esse resultado deve ser interpretado com cautela, por ser válido apenas sob todas as hipóteses do modelo e para o período analisado, que compreende desde o primeiro trimestre de 2000 até o terceiro trimestre de 2007.

---

<sup>18</sup> Por simplicidade, uma tabela com os resultados estimados para os parâmetros não foi disponibilizada no trabalho. Porém, tal tabela está disponível através de contato com o autor pelo e-mail [luizgcf@gmail.com](mailto:luizgcf@gmail.com).

## 5. Evidências de Simulação

O capítulo 5 satisfaz o segundo objetivo da dissertação, ao conduzir estudos sobre a acomodação de choques induzidos na economia. Para tanto, são apresentadas evidências a partir da simulação do modelo simplificado, exposto e estimado no Capítulo 4, em duas versões: com a função de reação do Banco Central restrita e com a função de reação irrestrita. Sabe-se que em qualquer exercício de simulação é necessário, primeiramente, calibrar os parâmetros do modelo. Como o objetivo do presente capítulo é analisar o tempo decorrido para a acomodação de choques induzidos na economia, são utilizados os coeficientes estimados nas sub-seções 4.3.1 e 4.3.2.

É importante ressaltar, entretanto, que os valores dos coeficientes considerados para as diferentes funções de reação são aqueles em que o BCB não considera variações cambiais para definir a trajetória da taxa de juros. Essa decisão está fundamentada nos valores obtidos para os fatores de Bayes dos modelos, que indicam tal comportamento por parte do BCB. Dessa forma, o modelo utilizado para a simulação, a partir dos coeficientes estimados com a função de reação restrita, é dado pelo conjunto de equações (5.1)-(5.7):

$$y_t = E_t \{y_{t+1}\} - 1,0067(r_t - E_t \{\pi_{t+1}\}) + 0,0644 - 0,2579E_t \{\Delta s_{t+1}\} - 0,0054E_t \{\Delta y_{t+1}^*\} \quad (5.1)$$

$$\pi_t = 0,9399E_t \{\pi_{t+1}\} + 0,2408E_t \{\Delta s_{t+1}\} - 0,2562\Delta s_t + 1,9600(y_t - \bar{y}_t) \quad (5.2)$$

$$r_t = 0,6729r_{t-1} + 0,3271[5,6059\pi_t + 5,0154y_t] + \varepsilon_t^R \quad (5.3)$$

$$\pi_t = \Delta e_t + 0,7438\Delta s_t + \pi_t^* \quad (5.4)$$

$$\Delta e_t = 0,6331\Delta e_{t-1} + \varepsilon_t^E \quad (5.5)$$

$$\Delta s_t = 0,6071\Delta s_{t-1} + \varepsilon_t^S \quad (5.6)$$

$$1,0067\Delta s_t = \Delta y_t^* - \Delta y_t \quad (5.7)$$

Já o modelo simulado que utiliza os coeficientes estimados com a função de reação irrestrita é representado pelas seguintes equações:

$$y_t = E_t \{y_{t+1}\} - 1,0425(r_t - E_t \{\pi_{t+1}\}) + 0,0696 - 0,04804 E_t \{\Delta s_{t+1}\} - 0,0904 E_t \{\Delta y_{t+1}^*\} \quad (5.8)$$

$$\pi_t = 0,9374 E_t \{\pi_{t+1}\} + 0,4288 E_t \{\Delta s_{t+1}\} - 0,4608 \Delta s_t + 1,8666(y_t - \bar{y}_t) \quad (5.9)$$

$$r_t = 0,2229 r_{t-1} + 5,4971 \pi_t + 4,2216 y_t + \varepsilon_t^R \quad (5.10)$$

$$\pi_t = \Delta e_t + 0,5392 \Delta s_t + \pi_t^* \quad (5.11)$$

$$\Delta e_t = 0,4994 \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t^E \quad (5.12)$$

$$\Delta s_t = 0,3345 \Delta s_{t-1} + \varepsilon_t^S \quad (5.13)$$

$$1,0425 \Delta s_t = \Delta y_t^* - \Delta y_t \quad (5.14)$$

Para o exercício de simulação foi utilizado programa de elaboração própria no pacote Dynare para o *software* Matlab, com 10.000 períodos.<sup>19</sup> Nesse programa, são induzidos choques temporários no sistema e, através das funções de impulso resposta e de tabelas ilustrativas, é analisada a dissipação desses choques, *ou seja*, o tempo necessário para as variáveis retornarem aos seus respectivos estados estacionários.

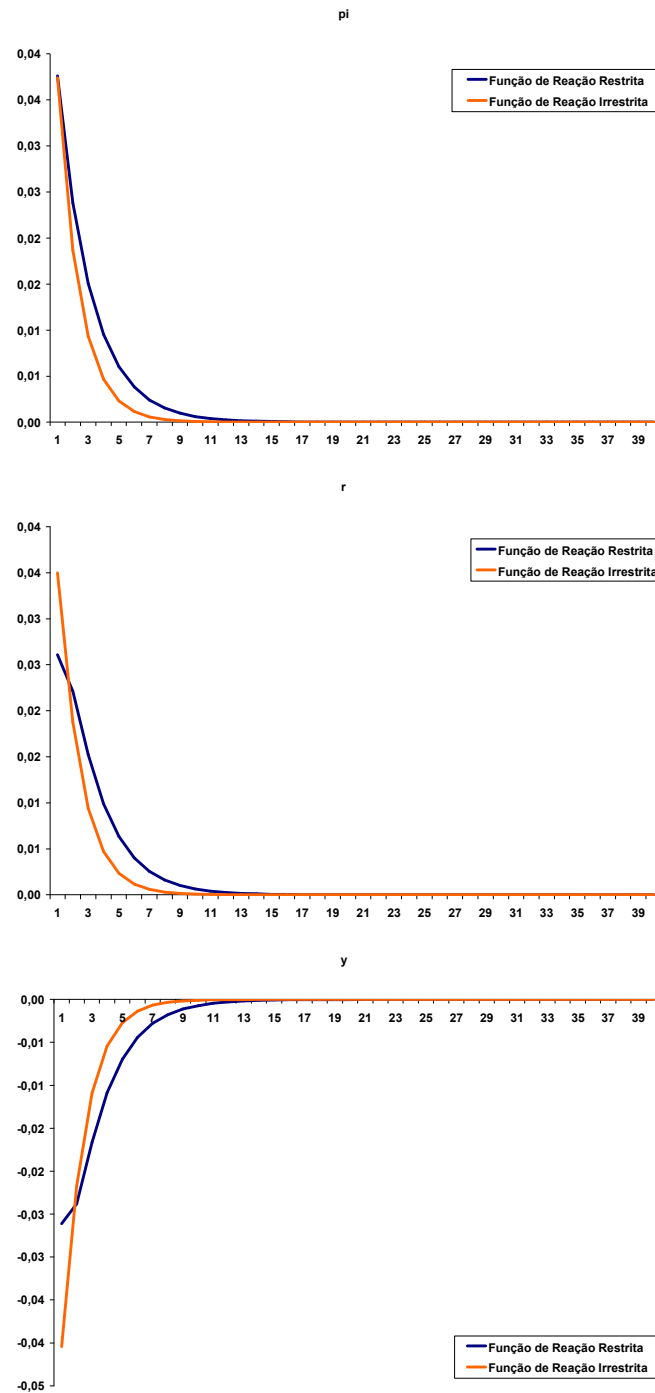
São considerados quatro tipos diferentes de choques, que afetam a economia separadamente: choques na taxa de câmbio, termos de troca, taxa de juros e inflação mundial. O primeiro choque considerado é sobre a taxa de câmbio, em  $\varepsilon_t^E$ , apresentado nas seguintes funções de impulso resposta:

---

<sup>19</sup> Para obter o programa completo, entrar em contato com o autor através do e-mail [luizgcf@gmail.com](mailto:luizgcf@gmail.com).



Figura 5.1 – Funções de Impulso Resposta de um Choque em  $\varepsilon_t^E$



Fonte: Elaboração do Autor.

Um choque positivo na taxa de câmbio tem um impacto de elevação dos termos de troca e, através do impacto nas expectativas inflacionárias, eleva também a inflação corrente. Dessa forma, o Banco Central reage com elevação dos juros e, essa política monetária

contracionista, acaba por reduzir o produto no curto prazo. Os efeitos desse choque levam vinte e quatro períodos, ou seis anos, para se dissipar completamente com a função de reação restrita, enquanto com a função de reação irrestrita levam dezesseis períodos, ou quatro anos, até desaparecerem por completo.

Cabe destacar, que parte desse tempo é referente aos efeitos defasados da política monetária na economia, que podem tardar entre seis e nove meses até serem absorvidos completamente, justificando, assim, as trajetórias da Figura 5.1. No entanto, a maior parte da absorção do choque ocorre entre o primeiro e o segundo ano, como ilustra a Tabela 5.1:

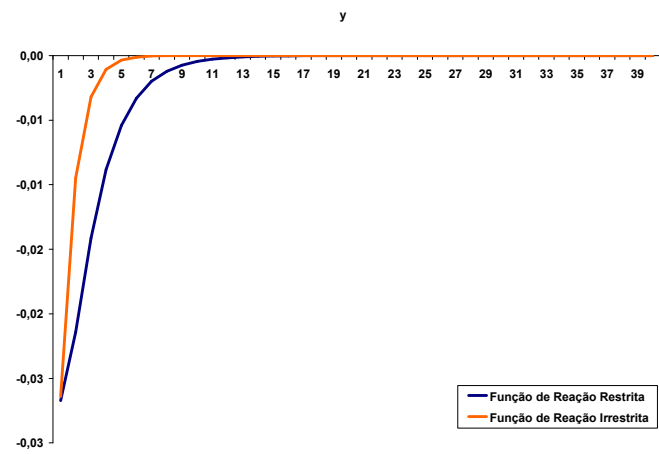
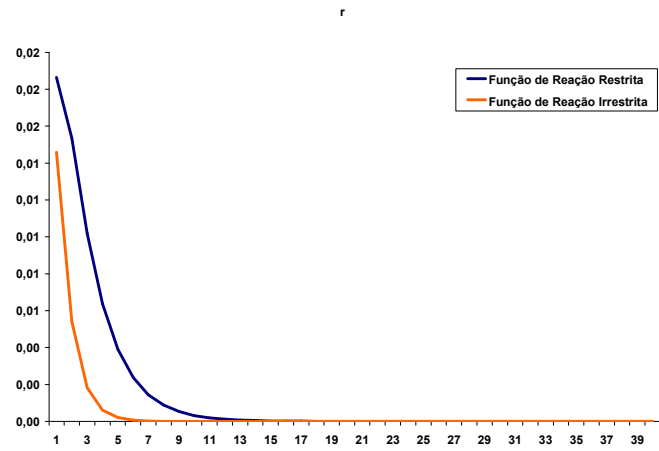
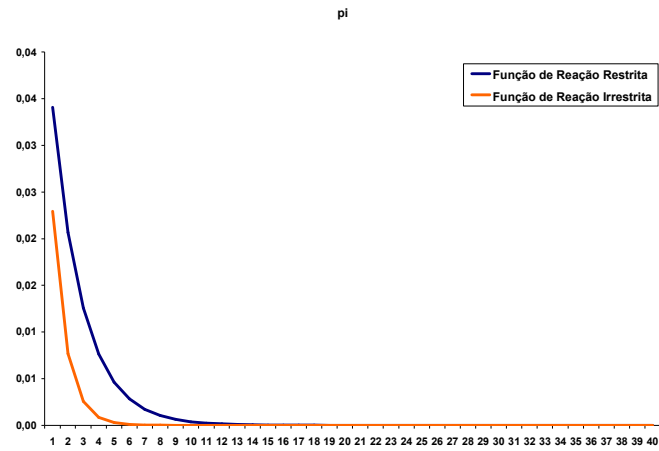
**Tabela 5.1 – Percentual do Choque em  $\varepsilon_t^E$  Absorvido a Cada Período**

Período	Função de Reação Restrita			Função de Reação Irrestrita		
	y	r	pi	y	r	pi
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	8,86	15,10	36,69	46,25	46,36	50,06
3	36,30	41,60	59,92	73,02	73,08	75,06
4	58,37	62,02	74,62	86,52	86,55	87,54
5	73,36	75,74	83,93	93,27	93,28	93,78
6	83,08	84,59	89,83	96,64	96,65	96,89
7	89,27	90,23	93,56	98,32	98,32	98,45
8	93,21	93,82	95,92	99,16	99,16	99,23
9	95,70	96,08	97,42	99,58	99,58	99,61
10	97,28	97,52	98,37	99,79	99,79	99,81
11	98,28	98,43	98,97	99,90	99,90	99,90
12	98,91	99,01	99,35	99,95	99,95	99,95
13	99,31	99,37	99,59	99,97	99,97	99,98
14	99,56	99,60	99,74	99,99	99,99	99,99
15	99,72	99,75	99,83	99,99	99,99	99,99
16	99,82	99,84	99,89	100,00	100,00	100,00
17	99,89	99,90	99,93	100,00	100,00	100,00
18	99,93	99,94	99,96	100,00	100,00	100,00
19	99,96	99,96	99,97	100,00	100,00	100,00
20	99,97	99,97	99,98	100,00	100,00	100,00
21	99,98	99,98	99,99	100,00	100,00	100,00
22	99,99	99,99	99,99	100,00	100,00	100,00
23	99,99	99,99	100,00	100,00	100,00	100,00
24	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Elaboração do Autor.

A Figura 5.2 apresenta as funções de impulso resposta de um choque nos termos de troca,  $\varepsilon_t^S$ :

Figura 5.2 – Funções de Impulso Resposta de um Choque em  $\varepsilon_t^S$



Fonte: Elaboração do Autor.

Um choque nos termos de troca tem efeito semelhante a um choque na taxa de câmbio, fazendo com que ocorra aumento inflacionário, uma resposta por parte do Banco Central com elevação dos juros e, conseqüentemente, redução do produto no curto prazo. Vinte e dois períodos depois, ou cinco anos e meio, o choque foi absorvido completamente quando utilizado o modelo com a função de reação restrita. O choque é inteiramente absorvido pelo modelo com a função de reação irrestrita onze períodos depois, ou dois anos e três trimestres.

A Tabela 5.2 mostra que, assim como no caso da taxa de câmbio, pouco mais de um ano depois, mais de 90% do choque já foi absorvido:

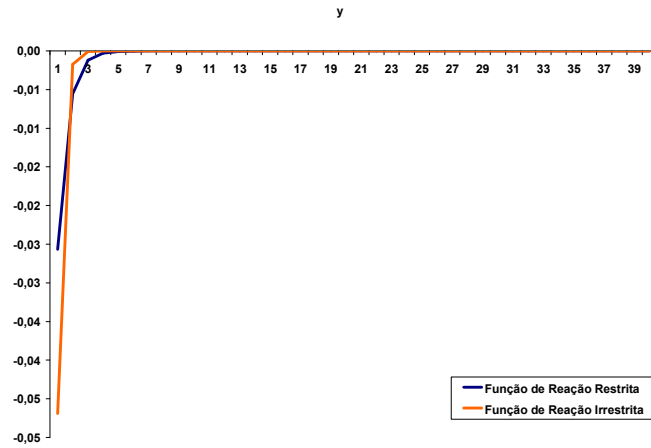
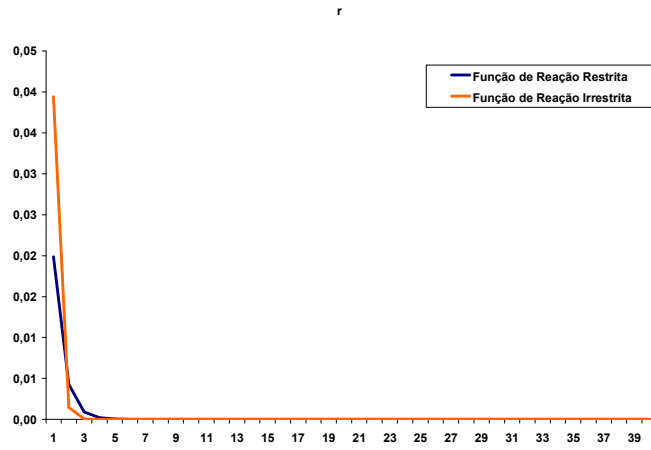
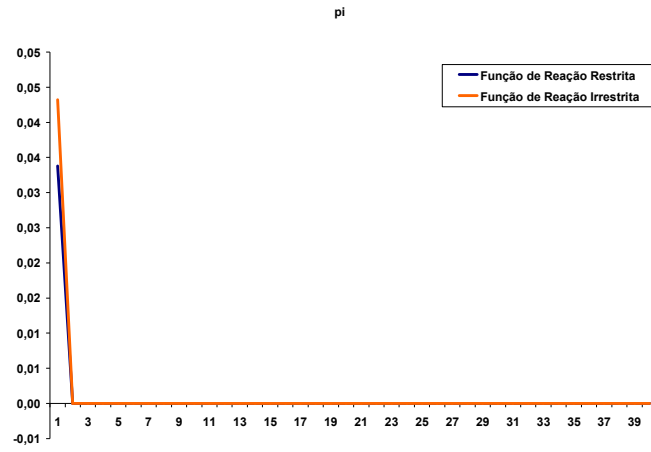
**Tabela 5.2 – Percentual do Choque em  $\varepsilon_t^S$  Absorvido a Cada Período**

Período	Função de Reação Restrita			Função de Reação Irrestrita		
	y	r	pi	y	r	pi
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	19,84	17,70	39,29	64,11	62,85	66,55
3	47,14	45,38	63,14	87,91	87,44	88,81
4	67,00	65,83	77,62	95,95	95,79	96,26
5	79,77	79,04	86,42	98,65	98,59	98,75
6	87,68	87,23	91,75	99,55	99,53	99,58
7	92,51	92,24	94,99	99,85	99,84	99,86
8	95,45	95,28	96,96	99,95	99,95	99,95
9	97,24	97,14	98,15	99,98	99,98	99,98
10	98,32	98,26	98,88	99,99	99,99	99,99
11	98,98	98,94	99,32	100,00	100,00	100,00
12	99,38	99,36	99,59	100,00	100,00	100,00
13	99,62	99,61	99,75	100,00	100,00	100,00
14	99,77	99,76	99,85	100,00	100,00	100,00
15	99,86	99,86	99,91	100,00	100,00	100,00
16	99,92	99,91	99,94	100,00	100,00	100,00
17	99,95	99,95	99,97	100,00	100,00	100,00
18	99,97	99,97	99,98	100,00	100,00	100,00
19	99,98	99,98	99,99	100,00	100,00	100,00
20	99,99	99,99	99,99	100,00	100,00	100,00
21	99,99	99,99	100,00	100,00	100,00	100,00
22	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Elaboração do Autor.

Comportamento análogo é observado em choque dado na inflação mundial, com transmissão para a economia doméstica através dos termos de troca, com impacto na inflação doméstica, juros domésticos e produto doméstico. Nesse caso, a absorção por inteiro do choque leva dois anos com a função de reação restrita e apenas um ano e um trimestre quando utilizada a função de reação irrestrita.

Figura 5.3 – Funções de Impulso Resposta de um Choque em  $\pi_t^*$



Fonte: Elaboração do Autor.

Apenas dois períodos após o choque, seus efeitos na economia são pífios, sendo absorvidos, em alguns casos, no período imediatamente posterior ao choque como, por exemplo, para a inflação doméstica. A Tabela 5.3 apresenta essa dinâmica:

**Tabela 5.3 – Percentual do Choque em  $\pi_t^*$  Absorvido a Cada Período**

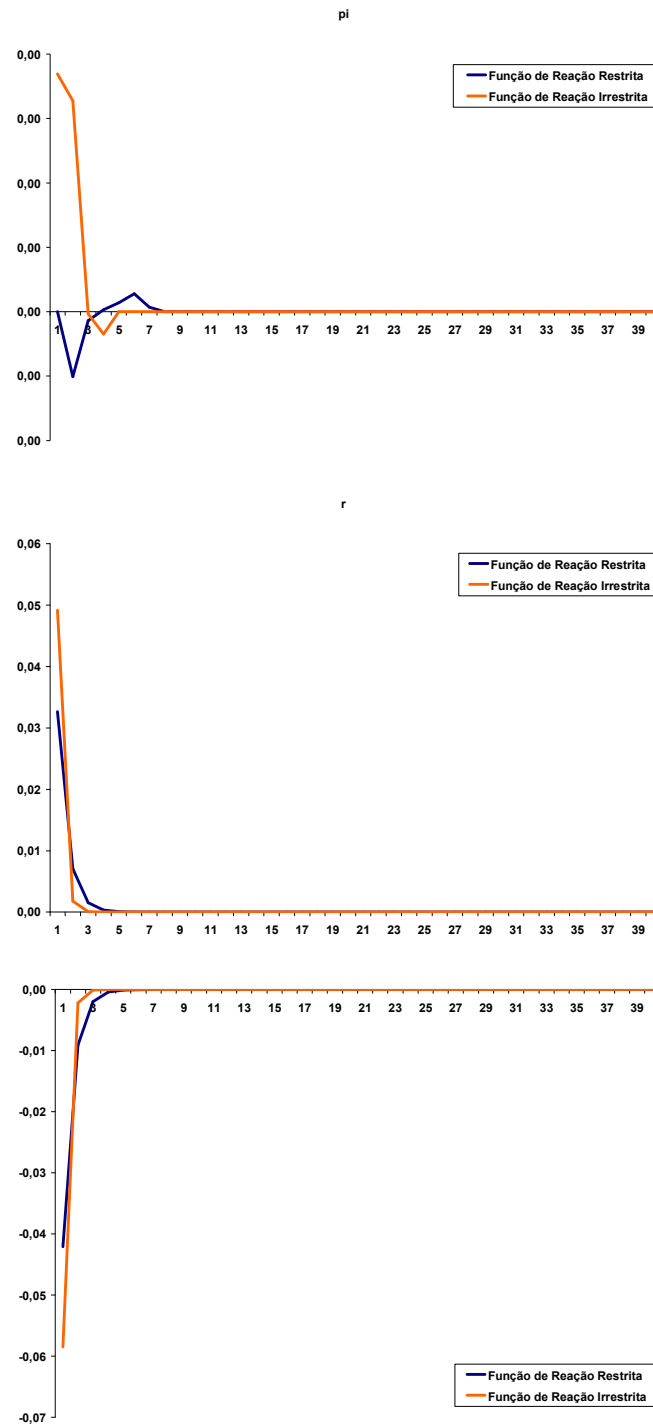
Período	Função de Reação Restrita			Função de Reação Irrestrita		
	y	r	pi	y	r	pi
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	78,42	78,42	100,00	96,30	96,30	100,00
3	95,34	95,34	100,00	99,86	99,86	100,00
4	98,99	98,99	100,00	99,99	99,99	100,00
5	99,78	99,78	100,00	100,00	100,00	100,00
6	99,95	99,95	100,00	100,00	100,00	100,00
7	99,99	99,99	100,00	100,00	100,00	100,00
8	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Elaboração do Autor.

Por fim, consideram-se os efeitos de um choque induzido na taxa de juros. Esse, por sua vez, gera uma redução no produto, além de pequenos ruídos na taxa de inflação. Para o modelo com a função de reação restrita, o choque é absorvido completamente após oito períodos, ou dois anos, enquanto a função de reação irrestrita apresenta uma convergência das variáveis para seus respectivos estados estacionários de forma mais rápida: cinco períodos, ou um ano e um trimestre.

As funções de impulso resposta para esse tipo de choque são apresentadas, abaixo, na Figura 5.4:

Figura 5.3 – Funções de Impulso Resposta de um Choque em  $\varepsilon_t^R$



Fonte: Elaboração do Autor.

A Tabela 5.4 resume a parcela de absorção do choque a cada período, deixando claro que em pouco menos de um ano uma parcela muito significativa do choque já foi acomodada pela economia.

**Tabela 5.4 – Percentual do Choque em  $\varepsilon_t^R$  Absorvido a Cada Período**

Período	Função de Reação Restrita			Função de Reação Irrestrita		
	y	r	pi	y	r	pi
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	78,42	78,42	0,00	96,30	96,30	11,27
3	95,34	95,34	86,21	99,86	99,86	100,94
4	98,99	98,99	103,02	99,99	99,99	109,39
5	99,78	99,78	113,79	100,00	100,00	100,00
6	99,95	99,95	127,59	100,00	100,00	100,00
7	99,99	99,99	106,90	100,00	100,00	100,00
8	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Elaboração do Autor.

De uma forma geral, independentemente do tipo de choque induzido, é possível concluir que o modelo proposto os acomoda de forma rápida, principalmente quando utilizada a função de reação irrestrita. Cabe ressaltar também que esse resultado é corroborado por trabalhos semelhantes como, por exemplo, Minella (2001). O autor utiliza modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) para analisar, entre outros objetivos, a acomodação de choques na economia, através das funções de impulso resposta.

Ele conclui que a acomodação dos choques ocorre de forma rápida, e que uma parcela significativa desses choques é absorvida, de forma geral, em pouco mais de um ano. Esse mesmo trabalho funciona ainda como uma espécie de teste de robustez da simulação do modelo proposto no presente trabalho. Isso porque o período analisado em Minella (2001)<sup>20</sup> compreende os anos entre 1994 e 2000 e, mesmo assim, os resultados encontrados são semelhantes, confirmando a hipótese de maior previsibilidade da economia brasileira após a implementação do Plano Real.

<sup>20</sup> A rigor, Minella (2001) divide as análises em três períodos: 1975-1985, 1895-1994 e 1994-2000. No entanto, devido a quebras estruturais, é interessante comparar a análise do presente trabalho apenas com aquela realizada para o período do Plano Real, que apresentam basicamente as mesmas estruturas.



## 6. Conclusão

O presente trabalho desenvolveu em detalhes o modelo de equilíbrio-geral estocástico e dinâmico (DSGE) de Gali e Monacelli (2005) para uma pequena economia aberta. Esse modelo considera uma curva IS dinâmica, uma curva de Phillips Nova-Keynesiana, além de uma regra de política monetária, em que o Banco Central reage através dos juros a variações na taxa de inflação, produto, taxa de câmbio, *etc.*

Para determinado nível de preços, o equilíbrio entre a curva IS e a regra de política monetária gera um ponto da curva de demanda agregada. Variando o nível de preços, obtêm-se inúmeras relações de equilíbrio entre a curva IS e a regra de política monetária, que, conseqüentemente, geram toda a curva de demanda agregada. Como a curva de Phillips Nova-Keynesiana representa a oferta agregada, o equilíbrio da economia é obtido pela relação entre as curvas de oferta agregada e demanda agregada, tornando esse tipo de modelo altamente intuitivo.

É muito importante ressaltar também que o modelo considera os efeitos das expectativas sobre os valores futuros das variáveis no equilíbrio da economia. Assim, a política monetária passa a não ter efeitos triviais nas variáveis reais, podendo operar como um instrumento de estabilização ou gerar flutuações econômicas adicionais. O efeito final depende fortemente da habilidade da autoridade monetária em ancorar as expectativas dos indivíduos da sociedade, uma característica que reflete mais fielmente a dinâmica de equilíbrio das economias.

Após a apresentação e desenvolvimento do modelo de Gali e Monacelli (2005), foram sugeridas, no Capítulo 4, algumas alterações na forma das equações do modelo original, para atender ao primeiro objetivo do trabalho e concluir se o Banco Central do Brasil (BCB) altera a condução da política monetária devido a variações cambiais. Obviamente, as alterações propostas não alteraram os princípios elementares do modelo, porém, tornaram-no próprio para representar a realidade da economia brasileira. Essas alterações podem ser resumidas na imposição da elasticidade de substituição intertemporal à unidade, além de tornar a oferta de trabalho perfeitamente elástica.

Em seguida, na seção 4.2 do mesmo capítulo, houve uma breve introdução dos métodos bayesianos utilizados na seção seguinte para estimar o modelo. A utilização desses métodos pode ser justificada pela amostra muito restrita disponível para a estimação, em que os ganhos em utilizar a econometria bayesiana são maiores. Nesse caso, a crença *a priori* a respeito dos valores mais prováveis dos parâmetros é um fator importante, pois pode alterar

significativamente o resultado da estimação e, mesmo em um caso extremo em que não se tem informação alguma a respeito dos parâmetros, a estimação apresenta valores semelhantes aos obtidos por métodos tradicionais, como máxima verossimilhança.

O passo seguinte foi fazer uso desse instrumental e estimar o modelo, através de duas funções de reação distintas. Foram obtidos resultados consistentes com a literatura existente sobre o tema. Concluiu-se que o Banco Central do Brasil segue uma política anti-inflacionária, um resultado esperado para um Banco Central que conduz a política monetária através de um sistema de metas de inflação. É possível afirmar também que o BCB reage com veemência ao produto, conclusão obtida através do valor estimado para  $\psi_2$ .

Ainda, mais importante para o objetivo do presente trabalho, foram os valores obtidos para  $\psi_3$ , que pareceram indicar uma reação por parte do BCB a variações cambiais para definir a trajetória da taxa de juros. Entretanto, é interessante utilizar testes estatísticos para garantir a legitimidade dos resultados e, assim, validar esse tipo de conclusão. A escolha natural na econometria bayesiana foi utilizar o fator de Bayes que, além de intuitivo, é o equivalente ao teste da razão de verossimilhança na econometria clássica. Para tanto, além dos modelos já estimados, se fez necessário estimar também modelos com a restrição  $\psi_3 = 0$ .

Os valores obtidos para os fatores de Bayes permitiram concluir que a evidência a favor dos modelos com  $\psi_3 \neq 0$  é muito fraca e que, portanto, o Banco Central do Brasil não altera a condução da política monetária devido a variações cambiais. Isso não significa que o BCB não acompanha os movimentos cambiais, e sim que ele não reage sistematicamente com alterações na taxa de juros a esses movimentos.

No quinto e último capítulo, foi realizado um exercício de simulação para avaliar a acomodação de choques induzidos na economia e, assim, atender ao segundo objetivo da dissertação. Foram simulados quatro tipos diferentes de choques temporários, afetando a economia separadamente: choques na taxa de câmbio, nos termos de troca, na taxa de juros e na inflação mundial. Concluiu-se que a economia representada pelo modelo proposto acomoda rapidamente os choques, já que, em geral, sua absorção quase completa ocorre em torno de quatro trimestres, ou um ano.

Por fim, cabe comentar que os resultados obtidos no presente trabalho devem ser interpretados com cautela. Primeiramente, essas conclusões são válidas apenas para o período analisado, que compreende desde o primeiro trimestre de 2000 até o terceiro trimestre de 2007. E, mais importante, é relevante mencionar que existem hipóteses no modelo de Gali e

Monacelli (2005) que podem não ser válidas para modelar a economia de determinados países.

Uma dessas hipóteses é a modelagem da economia mundial a partir de infinitas economias abertas representadas pelo intervalo  $[0,1]$ , o que significa que cada economia é extremamente pequena e que suas decisões de políticas domésticas não têm impacto nas outras economias do mundo. No entanto, a economia de alguns países desenvolvidos como, por exemplo, dos Estados Unidos, tem impacto na economia mundial, vide a crise iniciada no setor imobiliário norte-americano em agosto de 2007 e seus desdobramentos.

Outra possível crítica ao modelo é quanto ao uso do tempo contínuo. Embora o modelo possua características desejáveis, ao refletir adequadamente a dinâmica de pequenas economias, alguns autores sugerem o uso do tempo discreto. Dessa forma, poder-se-ia ainda introduzir heterogeneidade entre os países, sugestões deixadas aqui como direcionamento para pesquisas futuras sobre o tema.

## Referências

- ADES, A.; BUSCAGLIA, M.; MASI, R. Inflation targeting in emerging market countries: too much exchange rate intervention? A test. Working Paper, n. 1658, **Asociación Argentina de Economía Política**, 2002.
- AGHION, Philippe; HOWITT, Peter. A Model of Growth Through Creative Destruction. **Econometrica**, Vol. 60, p. 323-351, 1992.
- BACCHETTA, P; VAN WINCOOP, E. Does Exchange Rate Stability Increase Trade and Welfare? **American Economic Review**, Vol. 90, p. 1093-1109, 2000.
- BALL, L. Policy rules for open economies. In: TAYLOR, J.B. (Org.). **Monetary Policy Rules**. Chicago: The University of Chicago Press, 1999. p. 127-156.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br>>.
- BATINI, N.; HARRISON, R.; MILLARD, S.P. Monetary policy rules for an open economy. Working Paper, n. 149, **Bank of England**, 2001.
- BAUMOL, W. The Transactions Demand for Cash. **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 67, p. 545-556, 1952.
- BETTS, C.; DEVEREUX, M.B. Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-Market. **Journal of International Economics**, Vol. 50, p. 215-244, 2000.
- BRISCHETTO, A.; VOSS, G. A structural vector autoregression model of monetary policy in Australia. Research Discussion Paper, n. 11, **Bank of Australia**, 1999
- CALVO, G. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. **Journal of Monetary Economics**, Vol. 12, p. 383-398, 1983.
- CANOVA, Fabio. **Methods of Applied Macroeconomic Research**. Princeton University Press, 2007. 492 p.
- CASELLA, George; GEORGE, EDWARD I. Explaining the Gibbs Sampler. **The American Statistician**, Vol. 46, p. 167-174, 1993.
- CLARIDA, R.H.; GERTLER, M. How the Bundesbank conducts monetary policy. In: ROMER, C.D.; ROMER, D. (Org.). **Reducing Inflation: Motivation and Strategy**. Chicago: The University of Chicago Press, 1997. p. 363-406.
- CLARIDA, R.H.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, Vol. 42, p. 1033-1067, 1998.
- CLOWER, R.W. A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory. **Western Economic Journal**, Vol. 6, p. 1-9, 1967.
- CORSETTI, G.; PESENTI, P. Welfare and Macroeconomic Interdependence. **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 116, p. 421-446, 2001.

CÔTÉ, D. *et al.* The performance and robustness of simple monetary policy rules in models of the Canadian economy. **Bank of Canada**, mimeo, 2002.

DUNGEY, M.; PAGAN, A. A structural VAR model of the Australian economy. **The Economic Record**, Vol. 76, p. 321-342, 2000.

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

FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível em <<http://www.funcex.com.br>>.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. Disponível em <<http://www.imf.org>>.

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

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

GELFAND, Alan E. *et al.* Illustration of Bayesian Inference in Normal Data Models Using Gibbs Sampler. **Journal of the American Statistical Association**, 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, 1992. p. 625-631.

GEMAN, Stuart; GEMAN, Donald. Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions and the Bayesian Restoration of Images. **IEEE Transaction on Pattern Analysis and Machine Intelligence**, Vol. 6, p. 721-741, 1984.

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

GERLACH, S.; SMETS, F. MCIs and monetary policy. **European Economic Review**, Vol. 44, p. 1677-1700, 2000.

GROSSMAN, G.; HELPMAN, E. **Innovation and Growth in the Global Economy**. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1991a.

GROSSMAN, G.; HELPMAN, E. Quality Ladders in the Theory of Growth. **Review of Economic Studies**, Vol. 58, p. 43-61, 1991b.

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

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

HÜFNER, Felix. **Foreign Exchange Intervention as a Monetary Policy Instrument: Evidence for Inflation Targeting Countries**. Physica-Verlag Heidelberg, 2006. 175 p.

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

JOHANNES, Michael; POLSON, Nicholas. MCMC Methods for Continuous-Time Financial Econometrics. **Handbook of Financial Econometrics**, 2003.

JUSTINIANO, A.; PRESTON, B. Can Structural Small Open Economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances? **Columbia University**, 2005.

KENEN, Peter B. **British Monetary Policy and the Balance of Payments, 1951-1957**. Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1960. 325 p.

KEYNES, John M. **A Tract on Monetary Reform**. Londres: Macmillan, 1923. 194 p.

KIM, Chang-Jim; NELSON, Charles R. **State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications**. Cambridge, Mass.: The MIT Press, 1999. 293p.

KIYOTAKI, N.; WRIGHT, R. On Money as a Medium of Exchange. **Journal of Political Economy**, Vol. 97, p. 927-954, 1989.

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

LIM, G.C.; MCNELIS, Paul D. Central bank learning, terms of trade shocks and currency risk: should only inflation matter for monetary policy? **Journal of International Money and Finance**, *forthcoming*, 2007.

LUBIK, Thomas A.; SCHORFHEIDE, Frank. A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics. **NBER Macroeconomics Annual**, Vol.20, p. 313-366, 2005.

LUBIK, Thomas A.; SCHORFHEIDE, Frank. Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. **Journal of Monetary Economics**, *forthcoming*, 2007.

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

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

MATSUMOTO, Kensuke. **Efeitos Reais da Transmissão de Política Monetária: Comparação Empírica entre Brasil e Argentina**. 70 p. Dissertação de Mestrado em Economia – Fundação Getúlio Vargas, 200.

MCCULLOCH, Robert; ROCCI, Peter E. An Exact Likelihood Analysis of Multinomial Probit Model. **Journal of Econometrics**, Vol. 64, p. 207-240, 1994.

- METROPOLIS, Nicholas *et al.* Equations of State Calculations by Fast Computing Machines. **Journal of Chemical Physics**, Vol. 21, p. 1087-1092, 1953.
- MINELLA, André. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. Working Paper Series, n.33, **Banco Central do Brasil**, 2001.
- MUINHOS, Marcelo K.; ALVES, Sergio A.L. Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy. Working Paper Series, n. 64, **Banco Central do Brasil**, 2003.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange Rate Dynamics Redux. **Journal of Political Economy**, Vol. 102, p. 624-660, 1995.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. New Directions for Stochastic Open Economy Models. **Journal of International Economics**, Vol. 50, p. 117-153, 1999.
- RAMSEY, F.P. A Mathematical Theory of Saving. **The Economic Journal**, Vol. 38, p. 543-559, 1928.
- REBELO, Sergio. **Long-run Policy Analysis and Long-run Growth**. University of Rochester, manuscript, 1987.
- ROMER, David. **Advanced Macroeconomics**. McGraw-Hill, 3ª Edição, 2005. 696 p.
- ROMER, Paul M. Increasing Returns and Long-run Growth. **Journal of Political Economy**, Vol. 94, p. 1002-1037, 1986.
- ROMER, Paul M. **Crazy Explanations for Productivity Slowdown**, NBER Macroeconomics Annual. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1987.
- ROMER, Paul M. Endogenous Technological Change. **Journal of Political Economy**, Vol. 98, p. 71-103, 1990.
- SAMUELSON, P.A. An Exact Consumption-Loan Model of Interest With or Without the Social Contrivance of Money. **Journal of Political Economy**, Vol. 66, p. 467-482, 1958.
- SIDRAUSKI, M. Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. **American Economic Review**, Vol. 57, p. 534-544, 1967.
- SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 70, p. 65-94, 1956.
- SVENSSON, L.E.O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, Vol. 50, p. 155-183, 2000.
- TOBIN, J. The Interest Elasticity of the Transactions Demand for Cash. **Review of Economic and Statistics**, Vol. 38, p. 241-247, 1956.
- WALSH, Carl E. **Monetary Theory and Policy**. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2003. 633 p.

WOLLMERSHÄUSER, Timo. Should central banks react to exchange rate movements? An analysis of the robustness of simple policy rules under exchange rate uncertainty. **Journal of Macroeconomics**, Vol. 28, p. 493-509, 2006.