

Universidade de Brasília

Instituto de Ciências Humanas

Departamento de Economia

Doutorado em Economia

Julio Cesar Costa Pinto

**O Problema da Amostra Pequena
em Modelos Novo-Keynesianos
Aplicados ao Brasil**

Brasília

3 de Abril de 2009

Julio Cesar Costa Pinto

**O Problema da Amostra Pequena
em Modelos Novo-Keynesianos
Aplicados ao Brasil**

Tese apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília, como requisito para obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Joaquim Pinto de Andrade

Brasília

3 de Abril de 2009

Universidade de Brasília
Instituto de Ciências Humanas
Departamento de Economia

O Problema da Amostra Pequena em
Modelos Novo-Keynesianos Aplicados ao Brasil

Julio Cesar Costa Pinto

Tese Aprovada em 3/4/2009.

Banca Examinadora

Prof. Dr. Joaquim Pinto de Andrade (orientador) (UnB)

Dra. Fábila Aparecida de Carvalho (Bacen)

Prof. Dr. José Ângelo Divino (UCB)

Prof. Dr. Maria Carolina da Silva Leme (FGV-SP)

Prof. Dr. Roberto de Góes Ellery Júnior (UnB)

Agradecimentos

Ao professor e orientador Joaquim Pinto de Andrade por todo conhecimento e experiência que pude compartilhar ao longo desses quatro anos e, em especial, pela paciência e dedicação durante a elaboração desta tese de doutorado.

Aos que participaram como membros da banca de defesa desta tese de doutorado: Fábيا Aparecida de Carvalho, professor José Ângelo Divino, professora Maria Carolina Leme e professor Roberto Ellery.

Aos amigos Fábio Arruda, Manoel Pires, Pedro Caldas, Esteves Júnior, César Frade e Agostinho Júnior, que direta ou indiretamente, me ajudaram ao longo de meu doutorado. Em especial ao amigo William Baghdassarian que sempre se mostrou disponível para nossas infindáveis discussões práticas e teóricas, além das tantas conversas frívolas que mantivemos ao longo da vida, e que também me ajudou na revisão deste texto.

Ao Programa de Pós-Graduação do Banco Central do Brasil por ter me dado a oportunidade de realizar meu mestrado na Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas no Rio de Janeiro e o meu doutorado na Universidade de Brasília sem as obrigações do dia-a-dia exigidas de um analista daquela autarquia. Também agradeço aos demais colegas do Banco Central do Brasil, em especial aos do Departamento de Operações Bancárias e de Sistemas de Pagamento (Deban) que sempre me incentivaram nessa árdua jornada. Aos colegas da Divisão de Sistemas de Liquidação de Ativos, em especial Ricardo Harris, Cláudio Flores e Marcos Ruben, pela paciência que tiveram durante meus períodos de “ausência” no trabalho.

Aos meus pais, nos quais me espelho para a educação de meu filho.

Por fim, um agradecimento especial à minha esposa Margareth e ao meu filho Bernardo que são os meios e os fins de tudo o que pretendo em minha vida e a quem dedico esta tese.

Sumário

Introdução	1
Capítulo 1 – Comparação entre Técnicas Estatísticas na Estimação de Modelos Novo-Keynesianos Aplicados ao Brasil	5
1.1. Introdução	5
1.2. O Problema da Amostra Pequena no Brasil	8
1.3. O Modelo Macroeconômico Novo-Keynesiano	12
1.3.1 Definição do Modelo Macroeconômico	12
1.3.2 Solução do Modelo Novo-Keynesiano	14
1.4. Metodologia Empírica	17
1.4.1. O Processo Gerador de Dados	17
1.4.2. Calibragem dos Parâmetros	19
1.4.3. Comparação das Metodologias	24
1.5. Resultados	26
1.5.1. Resultados do Modelo com Calibragem dos Parâmetros para a Economia Americana	26
1.5.2. Resultados do Modelo com Calibragem dos Parâmetros para a Economia Brasileira	29
1.6. Conclusões	33
1.7. Apêndice	35

Capítulo 2 – Estimação dos Parâmetros Estruturais em um Modelo

Novo-Keynesiano Aplicado ao Brasil – Os Problemas	
Causados pela Amostra Pequena	37
2.1. Introdução	37
2.2. Modelagem Teórica	40
2.2.1. Curva de Phillips	40
2.2.2. Equação de Demanda Agregada	44
2.2.3. Regra de Política Monetária	45
2.3. Solução de Expectativa Racional	46
2.4. Estimação por Máxima Verossimilhança com Informação	
Completa (FIML)	48
2.5. Dados Utilizados	49
2.6. Resultados	50
2.6.1. Estimativas dos Parâmetros e Propriedades Estatísticas	50
2.6.2. Distribuição de Probabilidade Empírica dos Parâmetros	
Estruturais	56
2.6.2.1. Procedimento de <i>Bootstrap</i> Utilizado	57
2.6.2.2. Análise da Distribuição de Probabilidade	
Empírica dos Parâmetros	60
2.7. Conclusões	63
2.8. Apêndices	65
2.8.1. Apêndice A	65
2.8.2. Apêndice B	65

Capítulo 3 – Modelo Novo-Keynesiano de Economia Aberta Aplicado ao	
Brasil – O Problema da Amostra Pequena	70
3.1. Introdução	70
3.2. O Modelo Novo-Keynesiano para uma Economia Pequena e	
Aberta	73
3.2.1. Equação de Demanda Agregada	74
3.2.2. Curva de Phillips	81
3.3.3. Regra de Política Monetária	81
3.3.4. Paridade Descoberta da Taxa de Juros	82
3.3. Metodologia Econométrica	82
3.4. Séries Utilizadas	83
3.5. Resultados Assintóticos	84
3.5.1. Estimaco do Modelo Novo-Keynesiano por FIML	84
3.5.2. Soluco do Modelo por Expectativas Racionais	86
3.6. Resultados Empricos	91
3.6.1. O Procedimento de <i>Bootstrap</i>	92
3.6.2. Distribuico de Probabilidade Emprica dos Parmetros	94
3.7. Concluses	97
Concluses	100
Referncias Bibliogrficas	103

Índice de Tabelas

Tabela 1.1 – Calibragem dos parâmetros – economia americana	19
Tabela 1.2 – Estimativas de parâmetros de modelos Novo-Keynesianos, adaptadas de trabalhos aplicados ao Brasil	22
Tabela 1.3 – Calibragem dos parâmetros – economia brasileira	24
Tabela 1.4 – Médias e variâncias das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips para diferentes tamanhos de amostra	28
Tabela 1.5 – Média e desvio-padrão das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips por FIML e GMM. Amostra de 40 Valores	30
Tabela 1.6 – Resultados encontrados para a estimativa do parâmetro ω_f da curva de Phillips com valores calibrados para o Brasil	30
Tabela 1.7 – Resultados encontrados para a estimativa do parâmetro γ da curva de Phillips com valores calibrados para o Brasil	30
Tabela 2.1 – Resultados da estimação por FIML	52
Tabela 2.2 – Autocorrelações dos erros estruturais	53
Tabela 2.3 – Correlação cruzada contemporânea dos erros estruturais	53
Tabela 2.4 – Ljung-Box Q-Estatística	54
Tabela 2.5 – Teste Jarque-Bera	54
Tabela 2.6 – Parâmetros e intervalos de confiança	60
Tabela 3.1 – Estimação do modelo por FIML	85
Tabela 3.2 – Autocorrelação dos choques estruturais do modelo Novo-	

Keynesiano	88
Tabela 3.3 – Correlação cruzada contemporânea entre os choques estruturais do modelo Novo-Keynesiano	88
Tabela 3.4 – Ljung-Box Q-Estatística para os choques estruturais do modelo Novo-Keynesiano	89
Tabela 3.5 – Teste de Jarque-Bera para os choques estruturais do modelo Novo-Keynesiano	89
Tabela 3.6 – Parâmetros e intervalos de confiança	95

Índice de Figuras

Figura 1.1 – Taxa de inflação (1980 – 2008) – em % a.m.	9
Figura 1.2 – Taxa de juros nominal (1980 – 2008) – Selic em % a.m.	9
Figura 1.3 - Taxa de inflação (1994 – 2008) – em % a.m.	10
Figura 1.4 – Taxa de juros nominal (1994 – 2008) – Selic em % a.m.	10
Figura 1.5 – Resultados das estimativas de ω_f por GMM e FIML para <i>benchmark</i> americano	27
Figura 1.6 – Resultados das estimativas de γ por GMM e FIML para <i>benchmark</i> americano	28
Figura 1.7 – Resultados das estimativas de ω_f por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores	29
Figura 1.8 – Resultados das estimativas de γ por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores	29
Figura 1.9 – Comparação das estimativas do parâmetro ω_f por FIML, em diferentes tamanhos de amostra	31
Figura 1.10 – Comparação das estimativas do parâmetro γ por FIML, em diferentes tamanhos de amostra	31
Figura 1.11 – Distribuições de probabilidade empírica dos parâmetros da curva de Phillips nas estimativas por FIML e GMM para	

diferentes tamanhos de amostra	32
Figura 1.12 – Distribuições de probabilidade empírica do parâmetro ω_f da curva de Phillips nas estimativas por FIML e GMM para uma amostra de 40 valores	33
Figura 1.13 – Resultados das estimativas de ω_f por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores. AR(1) estimado com dados da economia brasileira.	35
Figura 1.14 – Resultados das estimativas de γ por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores. AR(1) estimado com dados da economia brasileira.	36
Figura 2.1 – Inflação ocorrida e prevista pelo modelo no período	55
Figura 2.2 – Hiato do produto ocorrido e previsto pelo modelo no período	55
Figura 2.3 – Taxa de juros ocorrida e prevista pelo modelo no período	56
Figura 2.4 – Comparação entre as distribuições de probabilidade empírica e assintótica dos parâmetros estruturais	61
Figura 2.5 – Análise de sensibilidade de β	63
Figura 3.1 – Inflação – Comparação entre os valores previstos pelo modelo e a série real	90
Figura 3.2 – Hiato do produto – Comparação entre os valores previstos pelo modelo e a série real	90
Figura 3.3 – Taxa de juros – Comparação entre os valores previstos pelo modelo e a série real	91
Figura 3.4 – Taxa de câmbio – Comparação entre os valores previstos	

pelo modelo e a série real	91
Figura 3.5 – Comparação entre as distribuições de probabilidade empírica e assintótica dos parâmetros estruturais	97

Resumo

Esta tese apresenta três estudos aplicados à economia brasileira, todos inseridos em um contexto Novo-Keynesiano. O primeiro busca comparar, entre duas diferentes metodologias econométricas, quais sejam o Método dos Momentos Generalizados e a Máxima Verossimilhança com Informação Completa, qual apresenta melhores resultados nas estimativas dos parâmetros de uma curva de Phillips híbrida, em termos de viés e estabilidade dos resultados, face aos valores utilizados como *benchmark*. Faz-se também um estudo dos resultados encontrados quando do enfrentamento do problema de amostra pequena. O segundo estudo estima um modelo Novo-Keynesiano de economia pequena e fechada para o Brasil, no período pós-metas de inflação. O terceiro trabalho expande este modelo macroeconômico considerando agora uma modelagem de economia pequena e aberta. Apesar de ambos os modelos reproduzirem bem os dados reais, por meio de um exercício de *bootstrap* pode-se mostrar que os parâmetros estimados apresentam-se viesados, devido ao problema de amostra pequena, podendo inclusive induzir a Autoridade Monetária a responder de forma menos agressiva do que a realmente necessária às pressões inflacionárias.

Introdução

Uma das áreas de pesquisa em economia que mais cresceu nos últimos anos foi a de economia monetária. Diversos pesquisadores têm despendido grandes esforços na tentativa de entender a relação entre as variáveis macroeconômicas, tais como taxa de juros, taxa de inflação e produto. Neste contexto, inúmeros trabalhos vem sendo publicados, visando traçar um paralelo entre a política monetária e o desempenho dos variados agregados econômicos.

A modelagem de Ciclos Reais dos Negócios (RBC – do inglês *Real Business Cycles*) foi, durante anos, a principal referência na análise das flutuações econômicas. A partir do RBC, o uso de modelos de Equilíbrio Geral Dinâmico Estocástico (DSGE – do inglês *Dynamic Stochastic General Equilibrium*) se tornou a principal ferramenta na análise macroeconômica. Mas por ter como hipóteses competição perfeita e preços e salários flexíveis, estes modelos tiveram pouca receptividade por parte das autoridades monetárias, pois concluíam que a política monetária, mesmo no curto prazo, era neutra, o que era amplamente negado pelas evidências empíricas.

A teoria Novo-Keynesiana ganha então força ao combinar a estrutura característica dos modelos RBC com hipóteses dos modelos monetários clássicos, como competição monopolística e rigidez nominal, os quais geram uma política monetária não-neutra no curto prazo. Rapidamente tal teoria se tornou a teoria básica utilizada na literatura econômica para a análise de regras

de política monetária. Entre os diversos autores que apresentaram trabalhos utilizando modelos Novo-Keynesianos, podemos citar Clarida, Galí e Gertler (1999), McCallum e Nelson (1999), Woodford (2003) e, mais recentemente, Galí (2008).

Esta tese apresenta três estudos dentro deste arcabouço, utilizando modelos Novo-Keynesianos. Os três estudos focam seus resultados na economia brasileira a partir de 1999, quando da implementação da política de metas de inflação pelo Banco Central do Brasil.

No primeiro capítulo busca-se verificar, face ao problema de amostra pequena, característico em estudos sobre a economia brasileira, a metodologia econométrica que, entre as mais utilizadas recentemente, apresenta melhores resultados na estimação dos parâmetros de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana. Por meio de simulações de Monte Carlo e utilizando como *benchmark* valores previamente estimados em trabalhos de escopo semelhante, verificam-se as estimativas dos parâmetros por um método de equações simples, qual seja o Método dos Momentos Generalizados (GMM), e por um método que leva em conta as interações entre as equações do modelo Novo-Keynesiano, no caso a Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML), tanto para a economia brasileira como para a economia americana. Desta comparação entre as duas diferentes metodologias econométricas, levando-se em conta o viés e a variância encontrados, pode-se concluir que a FIML apresenta melhores resultados que o GMM nas estimativas dos parâmetros de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida para o Brasil.

No segundo capítulo estima-se um modelo de equilíbrio Novo Keynesiano de economia pequena e fechada aplicado ao Brasil que consiste de uma equação de oferta agregada, uma de demanda agregada e uma de política monetária, no período pós meta inflacionária. Com base no resultado inferido no primeiro capítulo optou-se por se utilizar a metodologia de Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML). Dentre os vários métodos disponíveis na literatura para se comparar os resultados do modelo com os dados reais, optou-se por, a partir dos parâmetros estruturais estimados e utilizando método recursivo, encontrar um VAR(1). A partir do VAR(1) pode-se comparar o modelo proposto com a inflação, o hiato do produto e a taxa de juros ocorridas no período. Apesar de o modelo reproduzir bem os dados reais, por causa do problema de amostra pequena, realiza-se um exercício de *bootstrap* de forma a se confirmar os valores encontrados nas estimações.

O terceiro capítulo expande o modelo anterior considerando agora um contexto de economia pequena e aberta. Novamente a FIML é utilizada como ferramenta econométrica e um exercício de *bootstrap* é também realizado para verificar as respostas assintóticas dadas pela metodologia econométrica. Por haver neste modelo variáveis exógenas, o que não havia no modelo desenvolvido no segundo capítulo, há uma pequena diferença neste exercício de *bootstrap*. Tal modelo apresenta-se como um avanço em relação ao trabalho de Cho e Moreno (2006) ao introduzir setor externo no modelo de equilíbrio. Dessa forma é possível realizar uma análise mais realística da resposta da Autoridade Monetária em relação às pressões inflacionárias da economia interna.

A conclusão encontrada no primeiro capítulo, de que uma metodologia econométrica que leve em conta as interações entre todas as equações do modelo Novo-Keynesiano apresenta melhores resultados que uma metodologia de equação simples nas estimativas dos parâmetros de uma curva de Phillips híbrida, conduz os exercícios realizados nos outros dois capítulos. Foi devido a este resultado que se optou, em ambos os capítulos, por se utilizar uma metodologia econométrica FIML na estimação dos parâmetros dos modelos. Como conclusão destes capítulos, tanto para um modelo Novo-Keynesiano de economia pequena e fechada como para um modelo Novo-Keynesiano de economia pequena e aberta aplicados ao Brasil pós-1999, os exercícios de *bootstrap* mostram que, possivelmente devido ao problema de pequena amostra, a autoridade monetária poderia ser levada a responder às pressões inflacionárias de uma maneira menos agressiva do que a realmente necessária na condução de sua política monetária.

Capítulo 1

Comparação entre Técnicas Estatísticas na estimação de Modelos Novo-Keynesianos aplicados ao Brasil

1.1. Introdução

Diversas metodologias econométricas tem sido empregadas na estimação dos parâmetros da curva de Phillips em modelos Novo-Keynesianos. Duas delas têm merecido maior destaque. A primeira, chamada de metodologia de equação simples, é uma estimação que leva em conta apenas a própria equação, no caso a curva de Phillips. O exemplo mais utilizado é o Método dos Momentos Generalizados (*GMM* – do inglês *Generalized Method of Moments*). A estimação por *GMM*, formalizada por Hansen (1982), não requer um conhecimento completo da distribuição dos dados, necessitando apenas de momentos especificados derivados por algum modelo pré-assumido, diferentemente das estimações por máxima verossimilhança que usualmente assumem uma distribuição normal multivariada. Galí e Gertler (1999), Galí, Gertler e López-Salido (2001) e Roberts (2001) estimam os parâmetros de uma curva de Phillips híbrida para a economia americana e europeia utilizando tal metodologia econométrica. A segunda metodologia estima os parâmetros de uma equação levando-se em conta as interações entre todo o sistema de equações do qual faz parte a equação a ser estimada. Neste contexto a equação é a curva de Phillips e o modelo é um Novo-Keynesiano. Como exemplo desta metodologia, normalmente tem sido utilizada a Máxima Verossimilhança com Informação Completa (*FIML* – do inglês *Full Information Maximum Likelihood*). Cho e Moreno (2006) e Leu (2006) utilizam esta

metodologia aplicada à economia americana e australiana, respectivamente, ao estudarem modelos Novo-Keynesianos aplicados.

A questão que emerge é saber qual destas metodologias apresenta melhor resultado na estimação dos parâmetros de uma curva de Phillips dadas as características da economia que se está estudando. Lindé (2005) e Fuhrer, Moore e Schuh (1995) comparam essas diferentes metodologias para a economia americana. Lindé (2005) utiliza Monte Carlo para gerar várias amostras de dados a partir de um modelo de equilíbrio Novo-Keynesiano a fim de comparar as diferentes metodologias utilizando como *benchmark* os valores da economia americana. O autor encontra melhores resultados aplicando FIML em vez de metodologias de equações simples, no caso GMM e Mínimos Quadrados Não-Lineares (NLS – do inglês *Non-Linear Least Squares*). Fuhrer, Moore e Schuh (1995) comparam as metodologias para um modelo linear-quadrático de estoque utilizando dados de bens não duráveis e do mesmo modo que em Lindé (2005) mostram que os resultados encontrados por FIML são geralmente não viesados, estatisticamente significantes, economicamente plausíveis e dinamicamente estáveis. Mais ainda, as estimativas dos parâmetros por FIML apresentaram desvios-padrão assintóticos de três a quinze vezes menores que as estimativas realizadas por GMM.

No Brasil, a escolha de uma metodologia econométrica que apresente melhores resultados relativamente às outras é ainda mais importante devido ao curto período com dados macroeconômicos estáveis na economia brasileira¹. Trabalhos que tentam estimar o valor dos parâmetros da curva de Phillips aplicada ao Brasil esbarram neste problema de amostra pequena. É sempre

¹ Importante destacar que alguns trabalhos têm demonstrado que também é possível, com amostras muito pequenas, encontrar resultados melhores, em termos informacionais, do que em amostras maiores. Maiores detalhes na subseção 1.2.

aconselhável que quaisquer análises de política monetária feitas para o Brasil utilizem dados a partir de 1994, pós Plano Real, ou dados a partir de 1999, quando da implantação do regime de metas de inflação pelo Banco Central do Brasil, o que tornou as taxas de juros e de inflação mais estáveis, e a política monetária mais efetiva. Isso pode ser de certa forma verificado em Minella (2003), que compara a política monetária e as relações básicas envolvendo algumas variáveis macroeconômicas no Brasil no período compreendido entre 1975 e 2000. Para isso o autor quebra a amostra em três diferentes períodos, caracterizando-os pelas taxas de inflação, em moderada crescente, alta e baixa. No último período, pós Plano Real, com variáveis macroeconômicas mais estáveis, o autor conclui que os choques de política monetária aumentaram seu poder de afetar os preços na economia brasileira.

Verificar então qual metodologia econométrica melhor se adapta ao problema de amostra pequena, característico na economia brasileira, é um passo relevante para se estimar os parâmetros de modelos Novo-Keynesianos para o Brasil. Em particular a curva de Phillips, a qual se tornou importante fator em modelos de política monetária e que vem apresentando resultados confusos quando estimada para outras economias, ora apresentando-se *forward-looking* pura, como em Galí e Gertler (1999) e Galí et al. (2001), ora apresentando-se com fatores *backward-looking*, como em Fuhrer (1997) e Roberts (2001).

Este capítulo busca comparar as duas metodologias econométricas mais utilizadas recentemente quando da estimação de modelos de preços rígidos Novo-Keynesianos, quais sejam FIML e GMM, aplicadas na estimação dos parâmetros de uma curva de Phillips híbrida em dois diferentes contextos. Em

um primeiro contexto, utilizando os parâmetros americanos como *benchmark* e uma modelagem como em Lindé (2005), busca-se verificar se uma redução no tamanho da amostra, caracterizando o problema da economia brasileira, aumenta o viés e a incerteza dos parâmetros medidos originalmente. Em um segundo exercício, utilizando-se um modelo Novo-Keynesiano similar a Clarida *et al.* (1999), com os parâmetros da economia brasileira como *benchmark*, retirados de trabalhos aplicados ao Brasil, compara-se as metodologias econométricas FIML e GMM aplicadas na estimação dos parâmetros da curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida.

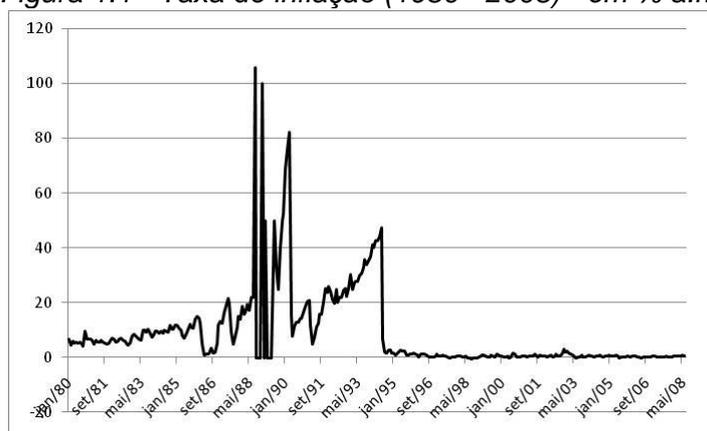
Para isso, esse capítulo está dividido em 5 seções, além desta introdução. Na seção 1.2 discute-se o problema da amostra pequena para os dados macroeconômicos no Brasil. Na seção 1.3, define-se o modelo Novo-Keynesiano de preços rígidos que será utilizado na elaboração das amostras por Monte Carlo. Como este modelo apresenta variáveis *forward-looking*, ainda nessa seção, mostra-se como tal modelo pode ser resolvido. Na seção 1.4 descreve-se a montagem do processo gerador de dados, quais valores serão utilizados na calibração dos parâmetros e quais exercícios foram feitos para se comparar as metodologias econométricas. Na seção 1.5, os diferentes resultados são apresentados e comentados. Finalmente na última seção conclui-se o capítulo.

1.2. O Problema da Amostra Pequena no Brasil

Minela (2003) estuda as relações macroeconômicas básicas envolvendo produto, taxa de inflação e taxa de juros do Brasil por meio de uma estimativa de vetor auto-regressivo (VAR) no período entre 1975 e 2000. Neste trabalho o

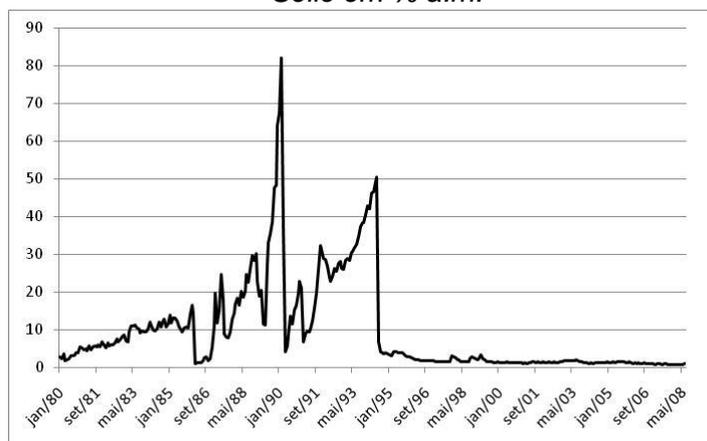
autor divide o período em três intervalos baseado no comportamento das taxas de inflação e nas políticas de estabilização, sendo o último referente ao período compreendido entre julho de 1994 e 2000. Pode-se notar que as taxas de juros nominais e a taxa de inflação apresentam-se mais estáveis a partir de 1994, quando da implementação do Plano Real (figuras 1.1 e 1.2).

Figura 1.1 - Taxa de inflação (1980 - 2008) - em % a.m.



Nota: Inflação medida pelo IPCA (fonte: IPEADATA).

Figura 1.2 - Taxa de juros nominal (1980 - 2008)
- Selic em % a.m.



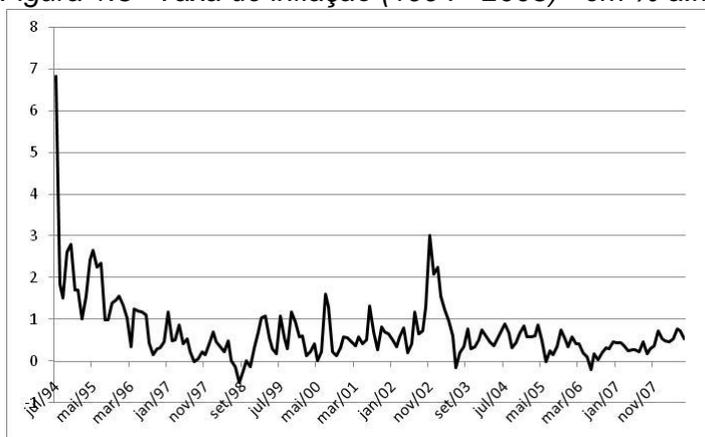
Nota: Taxa de juros nominal : overnight Selic (fonte: BCB).

O autor conclui que nos períodos em que as variáveis macroeconômicas apresentaram-se mais instáveis, os choques de política monetária não apresentaram efeitos significativos no produto e não induziram

uma redução nas taxas de inflação, enquanto que no último período, após o Plano Real, houve indicações de que eles aumentaram seu poder de afetar os preços da economia.

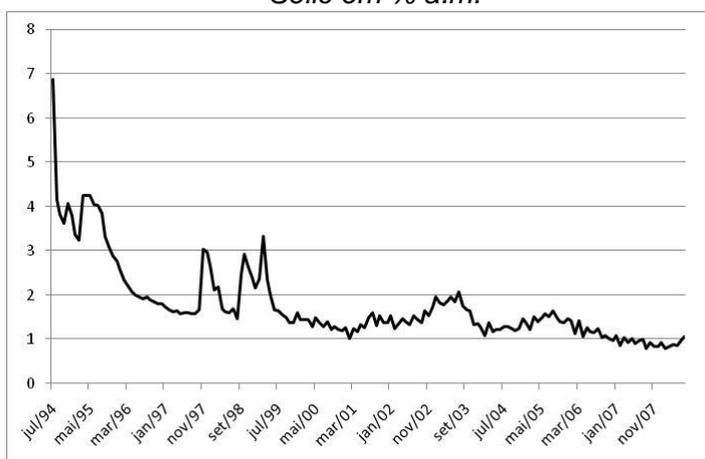
Uma análise a partir de 1994 mostra que a implantação da política de metas de inflação pelo Banco Central do Brasil em 1999 estabilizou ainda mais estas taxas. As figuras 1.3 e 1.4 apresentam as séries de taxa de inflação e de juros nominal a partir de julho de 1994.

Figura 1.3 - Taxa de inflação (1994 - 2008) - em % a.m.



Nota: Inflação medida pelo IPCA (fonte: IPEADATA).

*Figura 1.4 - Taxa de juros nominal (1994 - 2008)
- Selic em % a.m.*



Nota: Taxa de juros nominal : overnight Selic (fonte: BCB).

A escolha do período amostral para a observação das variáveis macroeconômicas quando do estudo da economia brasileira é sempre um problema desafiador. A adoção de períodos anteriores a 1999 requer a utilização de tratamento econométrico especial em virtude dos diversos choques econômicos que causaram quebras estruturais, além de observações fora dos padrões das séries (*outliers*). Estes procedimentos tornam as estimações complexas e muitas vezes os resultados apresentam-se instáveis aos procedimentos utilizados. Além disso, Minella (2003) confirma a falta de eficácia da política monetária em períodos anteriores ao Plano Real.

Se a adoção de um período amostral posterior ao regime de metas inflacionárias gera, por um lado, um ganho na estabilidade das séries macroeconômicas, por outro traz consigo o problema da pequena amostra, cujos efeitos podem ser relevantes para se verificar a significância dos parâmetros dos modelos adotados. Os problemas de inferência causados pela amostra pequena podem ser controlados com o uso de ferramental estatístico adequado, mostrando a relevância da escolha do instrumental econométrico a ser utilizado.

Importante salientar que alguns autores têm demonstrado que amostras muito pequenas podem trazer mais informações que amostras grandes. Hoover e Perez (1999) mostram, misturando metodologias de Monte Carlo e análises empíricas, que nem sempre amostras pequenas causam problemas de inferência. Campos e Ericsson (1999) complementam este estudo utilizando dados para gastos dos consumidores na Venezuela. Os autores mostram que os resultados encontrados utilizando uma amostra anual de 1970 a 1985, com apenas 16 observações, para a economia venezuelana, trazem duas vezes

mais informações do que uma amostra trimestral de 1959 a 1999, com 162 observações, para a economia americana. Essa diferença é causada, segundo os autores, pela maior variância dos dados em relação à variância dos erros, característica da economia venezuelana no período estudado.

1.3. O Modelo Macroeconômico Novo-Keynesiano

Nesta seção define-se, primeiramente, o modelo macroeconômico Novo-Keynesiano a ser utilizado no capítulo com suas três equações e três incógnitas. Em seguida, mostra-se como este modelo, com variáveis *backward* e *forward-looking*, pode ser transformado em um modelo apenas com variáveis defasadas utilizando-se uma decomposição de *Schur*, como em Söderlind (1999).

1.3.1. Definição do Modelo Macroeconômico

Como o objetivo deste capítulo é comparar diferentes técnicas econométricas em termos de tamanho da amostra e de viés e estabilidade dos parâmetros de um modelo Novo-Keynesiano, em especial da curva de Phillips, optou-se por se escolher, dentre as várias modelagens presentes na literatura, um modelo macroeconômico de economia pequena e fechada de três equações: dinâmica da inflação, demanda agregada e regra de política monetária seguida pelo banco central².

A curva de Philips Novo-Keynesiana utilizada no modelo macroeconômico é a do tipo híbrida, do tipo Calvo (1983), com termos

² O modelo que será utilizado neste capítulo é similar ao de Clarida *et al.* (1999). No capítulo 2 se desenvolve um modelo microfundamentado próximo ao utilizado neste capítulo.

defasados de inflação, expectativa de inflação futura, além de um termo referente ao hiato do produto:

$$\pi_t = \omega_f E_t \pi_{t+1} + \omega_b \pi_{t-1} + \gamma y_t + \varepsilon_{\pi,t} \quad (1.1)$$

onde π_i é a inflação no período i , y_t é o hiato do produto entre os períodos $t-1$ e t e E_t é o operador de Expectativas Racionais condicional às informações no tempo t . γ é o parâmetro da curva de Phillips. A inflação atual depende da inflação esperada futura e da inflação ocorrida no período anterior, com pesos ω_f e ω_b , respectivamente.

A equação IS, a qual descreve o lado da demanda agregada da economia, terá valores *backward* e *forward-looking*, assim como na curva de Phillips. O termo *backward-looking* pode ser derivado assumindo-se hábito de consumo externo dos agentes, como dado em Fuhrer (2000). A equação de demanda será dada então por:

$$y_t = \beta_f E_t y_{t+1} + \beta_b y_{t-1} - \beta_r (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_{y,t} \quad (1.2)$$

onde R_t é a taxa de juros nominal no período t . O hiato do produto atual depende do hiato do produto esperado futuro e do hiato do produto ocorrido no período anterior, com pesos β_f e β_b , respectivamente.

A última equação do modelo macroeconômico Novo-Keynesiano é uma regra de política monetária que, por hipótese, é aquela seguida pela autoridade monetária ao determinar a taxa de juros nominal da economia. Optou-se também pela escolha de uma regra de política monetária do tipo (como apresentada, por exemplo, em Woodford (2003)):

$$R_t = (1 - \rho)(\gamma_\pi \pi_t + \gamma_y y_t) + \rho R_{t-1} + \varepsilon_{R,t} \quad (1.3)$$

onde os parâmetros γ_π e γ_y medem a resposta de longo prazo do banco central à inflação e à flutuação do hiato do produto, respectivamente. O parâmetro ρ é o responsável por adicionar certa inércia na taxa de juros.

Todos os choques são admitidos seguirem um processo univariado AR(1)³:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{y,t} &= \rho_y \varepsilon_{y,t-1} + u_{y,t} \\ \varepsilon_{R,t} &= \rho_R \varepsilon_{R,t-1} + u_{R,t} \\ \varepsilon_{\pi,t} &= \rho_\pi \varepsilon_{\pi,t-1} + u_{\pi,t}\end{aligned}\tag{1.4}$$

com $u_i \sim N(0, \sigma_{u_i})$.

O modelo macroeconômico Novo-Keynesiano que será utilizado no processo gerador de dados por Monte Carlo para a estimação dos parâmetros da curva de Phillips é dado então pelas equações (1.1), (1.2) e (1.3) e pelos processos dados em (1.4). A solução desse modelo é dada na próxima subseção.

1.3.2. Solução do Modelo Macroeconômico

O modelo dado pelas equações (1.1) – (1.3) e pelos processos dados em (1.4) pode ser reescrito no seguinte formato matricial:

$$A_0 \begin{bmatrix} x_{1,t+1} \\ E_t x_{2,t+1} \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} + B_1 Q_t + \begin{bmatrix} u_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix}\tag{1.5}$$

³ Adota-se tal processo autoregressivo para os erros como em Lindé (2005), que estima os parâmetros para a economia americana. Como um dos objetivos deste trabalho e comparar os valores encontrados por este autor em um contexto de amostra pequena e, tendo como hipótese que tal processo não seria muito diferente para a economia brasileira, optou-se por manter igual dinâmica para os erros.

onde $x_{1,t}$ é o vetor de variáveis pré-determinadas, $x_{2,t}$ é um vetor de variáveis *forward-looking*, Q_t é a variável de controle e u_t é o vetor com os choques. Para este caso, os vetores de (1.5) são definidos como $x_{1,t+1} = [\varepsilon_{\pi,t+1} \ \varepsilon_{y,t+1} \ \varepsilon_{R,t+1} \ \pi_t \ y_t \ R_t]'$, $E_t x_{2,t+1} = [E_t \pi_{t+1} \ E_t y_{t+1}]'$ e $u_{t+1} = [u_{\pi,t+1} \ u_{y,t+1} \ u_{R,t+1}]'$. Logo, pode-se escrever (1.5) da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} 100000 & 0 & 0 \\ 010000 & 0 & 0 \\ 001000 & 0 & 0 \\ 000100 & 0 & 0 \\ 000010 & 0 & 0 \\ 000001 & 0 & 0 \\ 000000 & \omega_f & 0 \\ 000000 & \beta_r & \beta_f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi,t+1} \\ \varepsilon_{y,t+1} \\ \varepsilon_{R,t+1} \\ \pi_t \\ y_t \\ R_t \\ E_t \pi_{t+1} \\ E_t y_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_\pi & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \rho_y & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_R & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & -\omega_b & 0 & 0 & -\gamma \\ 0 & -1 & 0 & 0 & -\beta_b & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi,t} \\ \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{R,t} \\ \pi_{t-1} \\ y_{t-1} \\ R_{t-1} \\ E_t \pi_t \\ E_t y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ \beta_r \end{bmatrix} R_t + \begin{bmatrix} u_{\pi,t+1} \\ u_{y,t+1} \\ u_{R,t+1} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (1.6)$$

Pode-se ainda se definir a regra de política monetária como $R_t = -F x_t$, onde $x_t = [x_{1,t} \ x_{2,t}]'$ e $-F = [0 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0 \ \rho \ (1-\rho)\gamma_\pi \ (1-\rho)\gamma_y]$. Com um pouco de álgebra, chega-se a:

$$\begin{bmatrix} x_{1,t+1} \\ E_t x_{2,t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (1.7)$$

onde $A = A_0^{-1}(A_1 - B_1 F)$.

Söderlind (1999) apresenta soluções para modelos macroeconômicos de expectativas racionais próximos ao da equação (1.7), decompondo a matriz A por *Schur*. Segundo Klein (2000), a forma de *Schur* tem a vantagem de tratar os autovalores instáveis de uma forma unificada e, além disso, apresenta tratamento computacional de mais fácil solução. Logo, a matriz A é decomposta em matrizes complexas quadradas Z e T tais que:

$$A = Z T Z^H \quad (1.8)$$

onde Z^H é a transposta do conjugado complexo de Z , o qual é unitário $Z^H Z = I$. A matriz T é triangular superior. A decomposição pode ser reordenada de maneira que o bloco correspondente dos autovalores generalizados estáveis venham primeiro⁴.

Define-se as variáveis auxiliares:

$$\begin{bmatrix} \theta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = Z^H \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} \quad (1.9)$$

As matrizes Z e T podem ser particionadas conforme θ_t e δ_t e a equação (1.7) pode ser reescrita como:

$$E_t \begin{bmatrix} \theta_{t+1} \\ \delta_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T_{\theta\theta} & T_{\theta\delta} \\ 0 & T_{\delta\delta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} \quad (1.10)$$

Como o bloco direito inferior contém as raízes instáveis, tem-se que $\delta_t = 0$ para todo t , de forma a se obter uma solução estável.

Pré-multiplicando-se (1.9) com a partição de Z conforme θ_t , δ_t , $x_{1,t}$ e $x_{2,t}$, e sabendo-se que que $\delta_t = 0$ para todo t tem-se:

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_{x_1\theta} & Z_{x_1\delta} \\ Z_{x_2\theta} & Z_{x_2\delta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_{x_1\theta} \\ Z_{x_2\theta} \end{bmatrix} \theta_t \quad (1.11)$$

Como a matriz F implica uma solução única, ou seja, $Z_{x_1\theta}$ é inversível, a solução final é dada por:

$$x_{1,t+1} = Mx_{1,t} + u_{t+1} \quad (1.12)$$

onde $M = Z_{x_1\theta} T_{\theta\theta} Z_{x_1\theta}^{-1}$ e

$$x_{2,t} = Cx_{1,t} \quad (1.13)$$

⁴ Na maioria dos casos, a estabilidade requer que o módulo do autovalor generalizado seja menor que 1. Informações adicionais podem ser encontradas em Söderlind (1999).

onde $C = Z_{x_2\theta}Z_{x_1\theta}^{-1}$.

Dessa solução, pode-se reescrever o modelo na forma:

$$X_t = \Omega_X X_{t-1} + \Omega_\varepsilon \varepsilon_t \quad (1.14)$$

onde $X_t \equiv [y_t \ \pi_t \ R_t]'$, $\varepsilon_t \equiv [\varepsilon_{y,t} \ \varepsilon_{\pi,t} \ \varepsilon_{R,t}]'$ e as matrizes Ω são matrizes 3x3 de coeficientes retirados de (1.12) e (1.13).

1.4. Metodologia Empírica

Nesta seção descreve-se a montagem do processo gerador de dados, responsável pela criação das amostras que são utilizadas na estimação dos parâmetros da curva de Phillips híbrida Novo-Keynesiana pelas diferentes metodologias. Além disso, definem-se os valores dos parâmetros utilizados na calibração deste processo. Por fim são descritos os exercícios visando a comparação das metodologias econométricas GMM e FIML.

1.4.1. O Processo Gerador dos Dados

O processo gerador dos dados (DGP – do inglês *Data Generating Process*) é definido a partir da equação (1.14). Para a geração das séries foi utilizado *Monte Carlo Simulation*, que é uma técnica de simulação computacional na qual se realizam repetidas simulações de um sistema com amostras aleatórias a partir de uma distribuição de probabilidades de um processo real. Kinderman e Ramage (1976) descrevem um algoritmo do método de Monte Carlo muito próximo ao que será utilizado neste capítulo.

Etapas da simulação de Monte Carlo:

1. Montou-se 1.000 conjuntos de três séries de 500 valores de erros a partir dos processos autoregressivos descritos em (1.4) com os desvios-padrão dados por valores calibrados;
2. A partir dos conjuntos formados no passo 1, das matrizes dos parâmetros do modelo reduzido (1.14), calculadas com os valores calibrados dos parâmetros, e dos valores iniciais das variáveis, foram montadas 1.000 amostras de 500 conjuntos de dados cada uma, cada conjunto composto por uma série de dados para a taxa de juros, uma série para a taxa de inflação e uma série para o hiato do produto;
3. Para manter o comportamento estocástico das amostras, foram descartadas as primeiras observações evitando-se que o valor inicial comprometa os outros valores. Ficou-se então com 1.000 amostras de X elementos, onde $X = \{200, 80, 40\}$ é o tamanho de cada amostra e que será escolhido conforme o problema a ser estudado;
4. Estimou-se então 1.000 vezes o modelo, por FIML e por GMM, conforme o exercício, com as amostras montadas no passo 3. Dessa forma tem-se 1.000 estimativas de cada parâmetro do modelo para cada exercício, tornando-se possível obter suas respectivas distribuições empíricas.

1.4.2. Calibragem dos Parâmetros

Os parâmetros foram calibrados conforme o exercício proposto. Para o *benchmark* americano, de forma a se comparar com os resultados de Lindé (2005), os valores dos parâmetros utilizados para a calibração do modelo são os mostrados na tabela 1.1.

Tabela 1.1 - Calibragem dos parâmetros - economia americana.

Parâmetro	Valor
ω_f	0,3
ω_b	0,7
γ	0,13
β_f	0,3
β_b	0,7
β_r	0,09
ρ	0,5
γ_π	1,5
γ_y	0,5
ρ_π	0,0
ρ_y	0,5
ρ_R	0,8

Os parâmetros ω_f , ω_b , γ e β_r foram adaptados das estimativas apresentadas em Rudebusch (2002). Os parâmetros β_f e β_b foram calibrados como em Lindé (2005). Os parâmetros da regra monetária foram escolhidos de forma a dar uma razoável parametrização à equação. Ainda foi calibrado um $\rho = 0,5$ visando acrescentar certa inércia à taxa de juros no curto prazo. Os

demais parâmetros foram também retirados de Lindé (2002) para a caracterização da economia americana.

Andrade e Divino (2001), Almeida *et al.* (2003), Bonomo e Brito (2002) Muinhos e Alves (2003) e Araújo *et al.* (2006) são exemplos de trabalhos que estimaram modelos macroeconômicos de preços rígidos Novo-Keynesianos para a economia brasileira.

Andrade e Divino (2001) apresentam regras ótimas de política monetária no Brasil para o período pós implementação do Plano Real, de 1994 a 1999. Tais políticas são derivadas de um modelo com uma função keynesiana IS e uma Curva de Phillips Aumentada e com expectativas voltadas para trás. A regra ótima de política monetária mostrou baixa volatilidade da taxa de juros e as funções de reação estimadas por meio de modelos ADL e SUR sugeriram que a política monetária buscava estabilizar o produto ao invés da inflação.

Almeida *et al.* (2003), seguindo Ball (1998), utilizam técnicas de programação dinâmica para derivar uma regra ótima para o Banco Central atingir suas metas de inflação, utilizando dados de 1994 a 2001. Para isso derivam uma regra de *feedback* ótima e usam os coeficientes estimados das equações IS-AS para encontrar uma relação empírica entre os instrumentos do banco central e as variáveis macroeconômicas tais como inflação, hiato do produto e taxas de câmbio. Os autores sugerem o uso de mínimos quadrados de dois estágios usando variáveis instrumentais para estimar essas equações. Eles utilizam a taxa nominal de juros como instrumento para atingir os objetivos de política monetária. Este modelo é testado com dados da economia brasileira e os autores concluem que os custos de reduzir a inflação em economias abertas são menores do que em economias fechadas.

Bonomo e Brito (2002), seguindo Batini e Haldane (1999), estimam e simulam um modelo macroeconômico aberto de expectativas racionais para a economia brasileira, utilizando mínimos quadrados em três estágios, objetivando identificar as características das regras monetárias ótimas e a dinâmica de curto prazo respectivamente gerada. Os autores comparam três diferentes parametrizações de regras monetárias: uma regra de Taylor tradicional, se baseando na inflação passada; uma regra combinando inflação e taxa de câmbio real, como em Ball (1999); e uma regra que utiliza previsões de inflação, como em Bank of England (1999). Como conclusões, os autores encontraram que a economia antecipativa reagia a choques com menos oscilações no produto que a economia retroativa. Em ambos os cenários a política monetária conseguia afetar a inflação imediatamente, sendo que na economia retroativa era fundamental que a transmissão da política monetária fosse através do câmbio.

Muinhos e Alves (2003) apresentam um modelo macroeconômico de escala média para o Brasil com uma curva de Phillips adicionada de uma variável *dummy* para captar a quebra estrutural ocorrida em 1999. Os autores apresentam um modelo composto por mais de 30 equações e tinham como principal objetivo apresentar as principais características do modelo Novo-Keynesiano que estava em desenvolvimento no Banco Central do Brasil à época.

Araújo *et al.* (2006) têm como objetivo observar as funções de reação causadas por um choque de oferta adverso de um modelo econômico para análise de política monetária, baseado na otimização de um modelo dinâmico de equilíbrio geral. O trabalho tem como principal conclusão que o produto

potencial diminui com um choque de oferta adverso e essa redução tem diferentes impactos sobre o produto, a inflação e as taxas de juros, dependendo da regra de política monetária adotada.

Todos os trabalhos citados, apesar das diferentes modelagens e das diferentes ferramentas econométricas utilizadas, apresentam estimativas para os parâmetros das equações de modelos Novo-Keynesianos aplicados ao Brasil. Algumas dessas estimativas serão utilizadas neste capítulo como calibragem dos parâmetros do modelo desenvolvido na seção anterior. Em princípio, a ferramenta econométrica utilizada na estimação dos parâmetros nos trabalhos originais não influencia o resultado que será encontrado neste capítulo. A metodologia de Monte Carlo apenas utilizará tais parâmetros na geração das séries que serão empregadas para as novas estimações por GMM e FIML.

Tabela 1.2 – Estimativas de parâmetros de modelos Novo-Keynesianos, adaptadas de trabalhos aplicados ao Brasil.

Parâmetro	Andrade e Divino (2001)	Almeida et al. (2003)	Bonomo e Brito (2002)	Araújo et al. (2006)
ω_f			0,69	
ω_b	0,749	0,65	0,31	
γ		0,08	0,09	
β_f			0,35	
β_b	0,672	0,36	0,57	
β_r		0,06	0,2	
ρ	0,5*	0,5*		0,8
γ_π	2,212	0,6		1,3
γ_y	0,908	10,4		0,8

*Nota: Valores adaptados, pois as estimativas acima foram realizadas em modelos diferentes do aplicado neste trabalho. * Valor considerado para o cálculo de γ_π e γ_y respectivos.*

Para a calibragem dos parâmetros relativos a economia brasileira neste capítulo foram utilizados alguns dos resultados encontrados em Andrade e Divino (2001), Almeida *et al.* (2003), Bonomo e Brito (2002) e Araújo *et al.* (2006). A tabela 1.2 apresenta as principais estimativas para os parâmetros encontradas nestes trabalhos.

Os valores apresentados na tabela 1.2 servem de *benchmark* na calibragem dos parâmetros para a economia brasileira para a realização do processo de Monte Carlo. Tanto em Almeida *et al.* (2003) como em Andrade e Divino (2001), o valor de ω_b é próximo à 0,7, e, tomando-se que $\omega_f + \omega_b = 1$, optou-se então por se calibrar $\omega_b = 0,7$ e $\omega_f = 0,3$ dando um maior peso à inflação passada em relação a inflação futura na curva de Phillips. Para o parâmetro γ da curva de Phillips, escolheu-se o valor de 0,08, como em Almeida *et al.* (2003) e próximo ao valor apresentado em Bonomo e Brito (2002). Na curva IS, o parâmetro β_b apresentou resultados bem diferentes conforme a modelagem realizada. Como a IS desenvolvida em Bonomo e Brito (2002) é a que mais se assemelha à deste capítulo, calibrou-se um $\beta_b = 0,6$, valor que é próximo ao de Andrade e Divino (2001). Sabendo-se que $\beta_f + \beta_b = 1$, tem-se que $\beta_f = 0,4$. Para o valor de β_r , foi escolhido o valor de Almeida *et al.* (2003). Para a regra monetária, os valores calibrados foram próximos ao de Andrade e Divino (2001) e Bonomo e Brito (2002). O valor dos parâmetros ρ_π , ρ_y e ρ_R foram os mesmos de Lindé (2005).

A tabela 1.3 apresenta então os valores utilizados na calibração dos parâmetros do modelo Novo-Keynesiano aplicado à economia brasileira a ser utilizado para a criação das séries pelo processo de Monte Carlo.

Tabela 1.3 - Calibragem dos parâmetros - economia brasileira.

Parâmetro	Valor
ω_f	0,3
ω_b	0,7
γ	0,09
β_f	0,4
β_b	0,6
β_r	0,06
ρ	0,5
γ_π	2,0
γ_y	0,9
ρ_π	0,0
ρ_y	0,5
ρ_R	0,8

Tanto para a economia brasileira quanto para a economia americana, os desvios-padrão dos resíduos u nos processos univariados AR(1) dos resíduos ε utilizados foram os mesmos do trabalho de Lindé (2005)⁵. Os valores utilizados pelo autor para a economia americana foram 0,5, 0,288 e 0,252 para σ_{u_π} , σ_{u_y} e σ_{u_R} , respectivamente.

1.4.3. Comparação das Metodologias

Com os parâmetros do modelo macroeconômico de preços rígidos Novo-Keynesiano calibrados com valores da economia americana apresentados na tabela 1.1, estimou-se os parâmetros da curva de Phillips por

⁵ No apêndice, subseção 1.7, são mostrados os resultados com os parâmetros dos processos univariados AR(1) estimados para a economia brasileira. Como esses resultados foram qualitativamente os mesmos, optou-se por se utilizar os valores da economia americana.

GMM⁶ e por FIML para amostras com 40, 80 e 200 valores. Dessa forma pôde-se verificar se o viés e a instabilidade dos parâmetros pioram com a redução da amostra tanto na estimativa por GMM como por FIML. Este exercício busca verificar se uma amostra pequena, como a caracterizada para a economia brasileira⁷, agrava ainda mais os resultados encontrados em Lindé (2005), que realizou este exercício para uma amostra de 200 valores.

Em um segundo exercício, utiliza-se os valores dos parâmetros calibrados para a economia brasileira apresentados na tabela 1.3. Compara-se os valores estimados por GMM e por FIML tanto para amostras de 40 valores, como para amostras maiores de 80 e de 200 valores. Busca-se verificar qual das metodologias econométricas estima os parâmetros da curva de Phillips com menor viés e maior estabilidade para a economia brasileira.

Para a estimação dos parâmetros da curva de Phillips por GMM, em ambos os exercícios, foram utilizados como variáveis instrumentais a taxa de juros, contemporânea e defasada em um período, e o hiato do produto e a taxa de inflação, ambas defasadas também em um período⁸. A estimação da curva de Phillips por GMM com um termo de resíduo é justificado por vários motivos. Normalmente y representa os desvios do produto atual em relação à “taxa natural”, onde a “taxa natural” é o nível do produto que ocorreria com preços totalmente flexíveis. Para tentar montar essa série, é usual que os autores utilizem algum procedimento *ad hoc*, do tipo, por exemplo, de filtro HP. Dessa maneira alguma medida de erro é introduzida na série. Outra justificativa seria

⁶ Como a curva de Phillips é linear nos parâmetros e justamente identificada, a metodologia de GMM utilizada aqui é equivalente a uma estimação por mínimos quadrados com dois estágios. Segundo Lindé (2005), uma solução num formato mais próximo ao GMM foi também estimada e os resultados foram essencialmente os mesmos. O uso de estimação por variáveis instrumentais baseado em GMM simplifica a estimação dos parâmetros.

⁷ Se forem utilizados dados trimestrais a partir de julho de 1999 até julho de 2008, o total da amostra é de apenas 36 valores.

⁸ Tais instrumentos são também utilizados em Galí et al (1999) e Ruud e Whelan (2005).

a própria revisão dos dados de tempos em tempos, pelas agências responsáveis por sua mensuração, o que indica, de certa forma, os erros de medida que ocorrem na prática.

Para a estimação dos parâmetros da curva de Phillips do modelo Novo-Keynesiano por FIML, o resíduo é justificado pela necessidade de se ter o mesmo número de choques e de variáveis.

1.5. Resultados

Nesta seção, primeiramente, são comparados os resultados das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips do modelo Novo-Keynesiano com calibragem para a economia americana com amostras de 40, 80 e 200 valores, tanto utilizando GMM como FIML. Depois, já com a calibragem dos parâmetros para a economia brasileira, são comparadas as duas metodologias econométricas nos diferentes tamanhos de amostra.

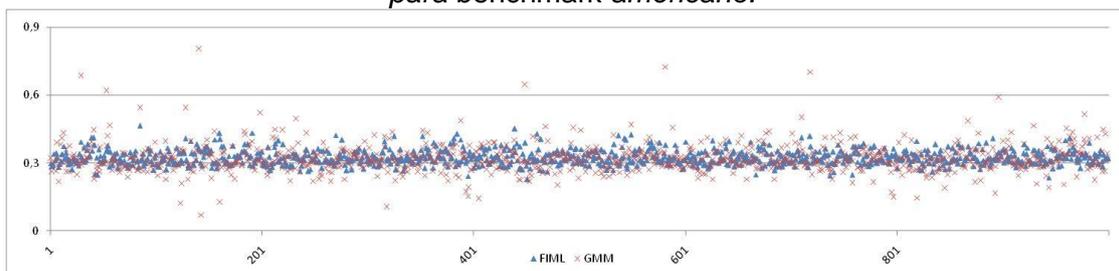
1.5.1. Resultados para o Modelo com Calibragem dos Parâmetros para a Economia Americana

Em Lindé (2005), são comparadas diferentes metodologias econométricas, sempre com amostras de 200 valores. Como já discutido em seções anteriores, para o Brasil o problema da pequena amostra é ainda mais acentuado. Se algum estudo fosse feito com dados a partir de 1999, a amostra apresentaria menos de 40 valores caso fossem utilizados dados trimestrais. Dessa forma, este exercício estima os parâmetros da curva de Phillips com diferentes tamanhos de amostra, de 40, de 80 e de 200 valores, de forma a

verificar se as comparações entre as metodologias de estimação dos parâmetros da curva de Phillips apresentariam resultados diferentes.

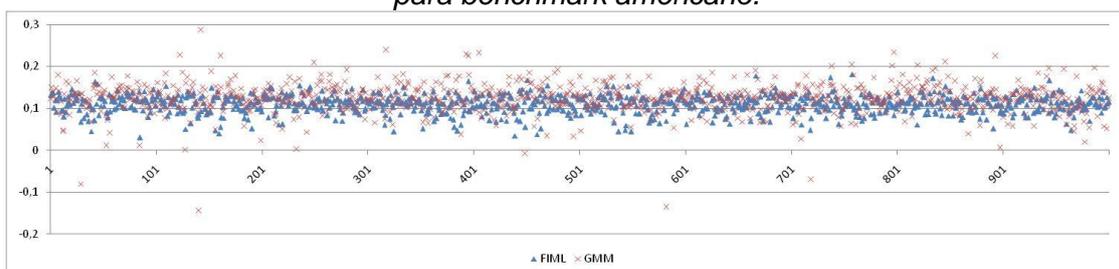
Para uma amostra de 40 valores pode-se ver, pela figura 1.5, que o resultado qualitativo encontrado foi o mesmo que o de Lindé (2005). O parâmetro ω_f apresentou-se mais estável quando estimado por FIML do que por GMM. A variância das estimativas de ω_f realizada por FIML foi de 0,0011, enquanto que as realizadas por GMM foi de 0,0038. As médias ficaram próximas ao valor de 0,3, sendo a média das estimativas por FIML igual a 0,3247 e a por GMM igual a 0,3181.

Figura 1.5 - Resultados das estimativas de ω_f por GMM e FIML para benchmark americano.



A figura 1.6 apresenta os resultados das estimativas do parâmetro γ da curva de Phillips para uma amostra de 40 valores com os parâmetros calibrados para a economia americana. Pode-se ver que os resultados para as estimativas por GMM apresentaram-se menos estáveis, com variância igual a 0,0013, enquanto que os resultados por FIML tiveram variância igual a 0,0005. A média dos valores das estimativas tanto por FIML ($\mu_{\gamma_{FIML}} = 0,1100$) quanto por GMM ($\mu_{\gamma_{GMM}} = 0,1233$) apresentaram-se próximas ao valor utilizado na calibragem para a economia americana.

Figura 1.6 - Resultados das estimativas de γ por GMM e FIML para benchmark americano.



Os resultados foram parecidos quando a amostra foi aumentada para 80 e 200 valores, mas, como esperado, quanto maior a amostra, menor a variância e o viés dos resultados. A tabela 1.4 apresenta os valores encontrados para a média e a variância das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips Novo-Keynesiana quando utilizada FIML e GMM.

Tabela 1.4 – Médias e variâncias das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips para diferentes tamanhos de amostra.

Amostra	Metodologia	Parâmetro	Média	Variância
$n = 40$	FIML	ω_f	0,3248	0,0011
		γ	0,1100	0,0005
	GMM	ω_f	0,3181	0,0038
		γ	0,1233	0,0013
$n = 80$	FIML	ω_f	0,3210	0,0005
		γ	0,1120	0,0002
	GMM	ω_f	0,3143	0,0014
		γ	0,1239	0,0005
$n = 200$	FIML	ω_f	0,3193	0,0002
		γ	0,1132	0,0001
	GMM	ω_f	0,3138	0,0004
		γ	0,1235	0,0001

1.5.2. Resultados para o Modelo com Calibragem dos Parâmetros para a Economia Brasileira

Nesta seção, os parâmetros utilizados na elaboração das amostras para a estimação dos parâmetros são os apresentados na tabela 1.3. As figuras 1.7 e 1.8 apresentam os resultados das estimativas dos parâmetros ω_f e γ , respectivamente, para uma amostra de 40 valores.

Figura 1.7 - Resultados das estimativas de ω_f por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores.

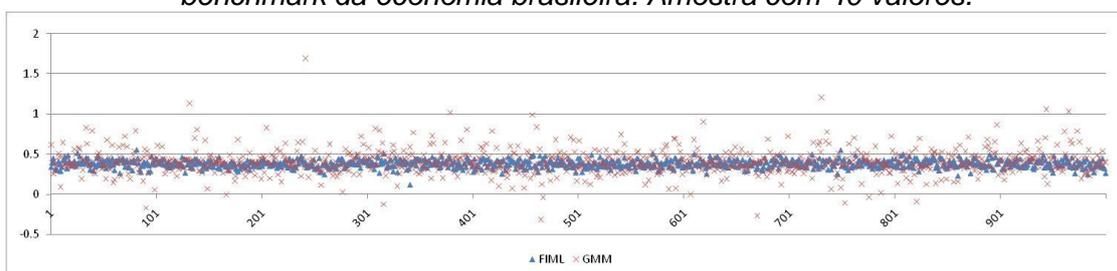
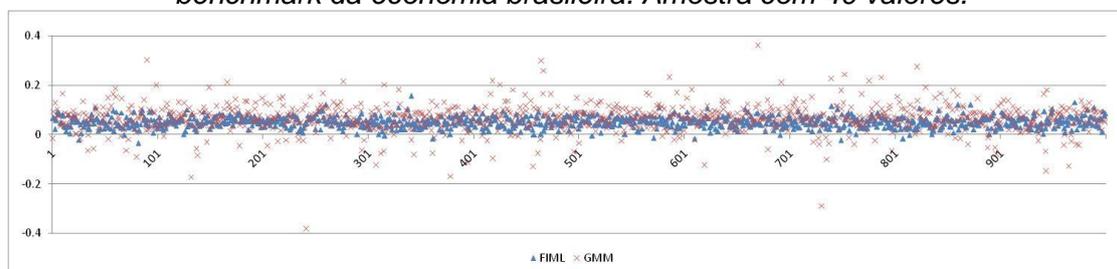


Figura 1.8 - Resultados das estimativas de γ por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores.



As figuras mostram que as estimativas dos parâmetros realizadas por FIML apresentaram maior estabilidade em relação às realizadas por GMM. Para o parâmetro ω_f , a variância por FIML foi de 0,0023, enquanto que a variância por GMM foi de 0,0238. Se for tomada a média das estimativas, o viés da estimativa por FIML foi menor do que a estimativa por GMM. A média das estimativas por FIML foi de 0,3772 e a média por GMM foi de 0,3995. Para

o parâmetro γ , os resultados foram parecidos. A variância das estimativas por FIML foi de 0,0005 e a por GMM foi de 0,0032. Quanto ao viés, a estimativa por GMM apresentou menor viés em relação ao FIML. As médias foram $\mu_{\gamma_{FIML}} = 0,0504$ e $\mu_{\gamma_{GMM}} = 0,0643$. Estes resultados estão apresentados na tabela 1.5.

Tabela 1.5 - Média e desvio-padrão das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips por FIML e GMM. Amostra de 40 valores.

	FIML			GMM		
	ω_f	ω_b	γ	ω_f	ω_b	γ
Estimativa	0,3772	0,6228	0,0504	0,3995	0,6005	0,0643
(desvio-padrão)	(0,048)	(0,048)	(0,023)	(0,154)	(0,154)	(0,057)

Para as amostras de 80 e 200 valores, os resultados se repetiram. As estimativas por FIML apresentaram melhores resultados que as estimativas realizadas por GMM. As tabelas 1.6 e 1.7 apresentam os resultados encontrados para os três diferentes conjuntos de amostras.

Tabela 1.6 – Resultados encontrados para a estimativa do parâmetro ω_f da curva de Phillips com valores calibrados para o Brasil.

Metodologia	FIML			GMM		
	40	80	200	40	80	200
Amostra	40	80	200	40	80	200
Média	0,3772	0,3761	0,3744	0,3995	0,4014	0,3986
(Desvio-padrão)	(0,048)	(0,032)	(0,019)	(0,154)	(0,105)	(0,058)

Tabela 1.7 – Resultados encontrados para a estimativa do parâmetro γ da curva de Phillips com valores calibrados para o Brasil.

Metodologia	FIML			GMM		
	40	80	200	40	80	200
Amostra	40	80	200	40	80	200
Média	0,0504	0,0505	0,0510	0,0643	0,0604	0,0610
(Desvio-padrão)	(0,023)	(0,015)	(0,009)	(0,057)	(0,038)	(0,020)

Quando se aumenta a amostra, há uma relativa melhora na estabilidade das estimativas, como se pode ver nas figuras 1.9 e 1.10, para os parâmetros ω_f e γ da curva de Phillips Novo-Keynesiana, no caso de amostras de 40, 80 e 200 valores e estimativa por FIML, com valores dos parâmetros calibrados para a economia brasileira. Fica claro também que as estimativas realizadas por FIML apresentam melhores resultados que as estimativas realizadas por GMM, quando da verificação dos parâmetros da curva de Phillips Novo-Keynesiana aplicada ao Brasil.

Figura 1.9 - Comparação das estimativas do parâmetro ω_f por FIML, em diferentes tamanhos de amostra.

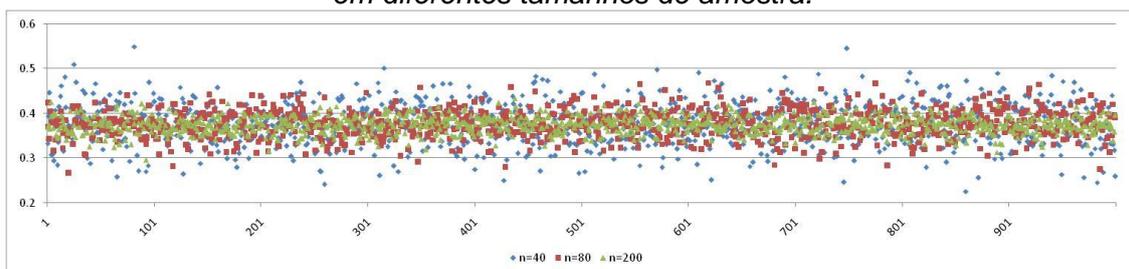
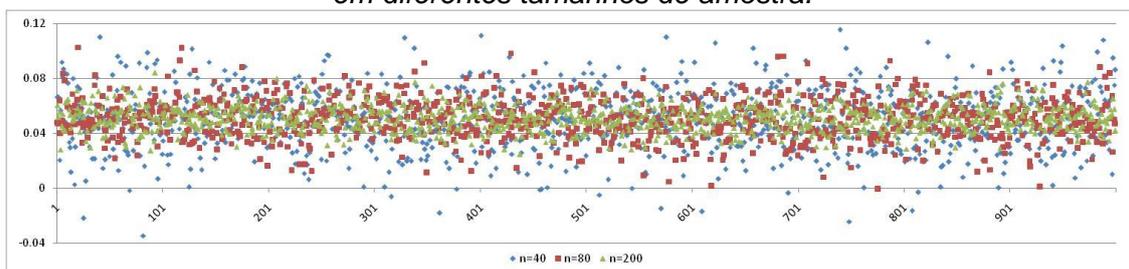


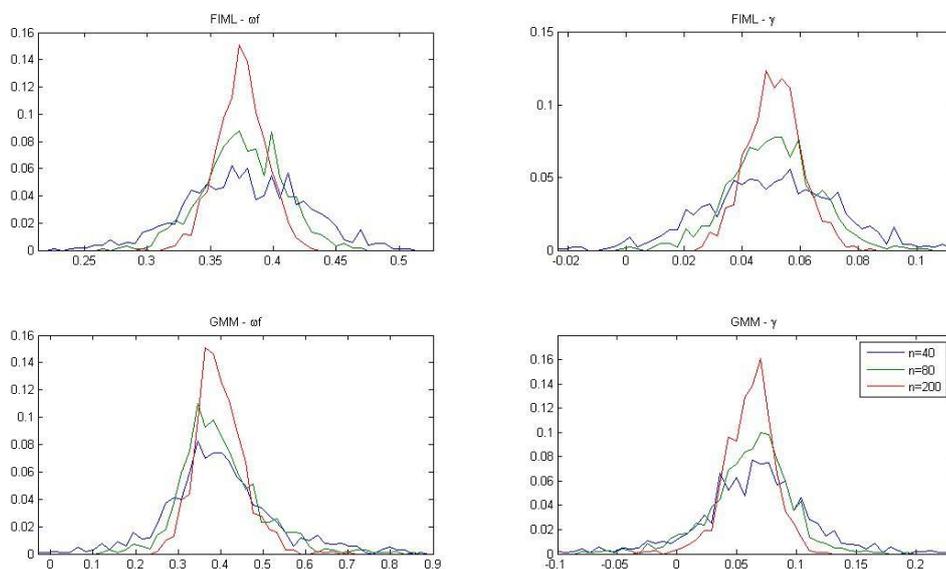
Figura 1.10 - Comparação das estimativas do parâmetro γ por FIML, em diferentes tamanhos de amostra.



Estes resultados já eram de certa forma esperados. Isso comprova que o problema de amostra pequena, característico da economia brasileira, aumenta o viés e a instabilidade das estimativas dos parâmetros de uma curva

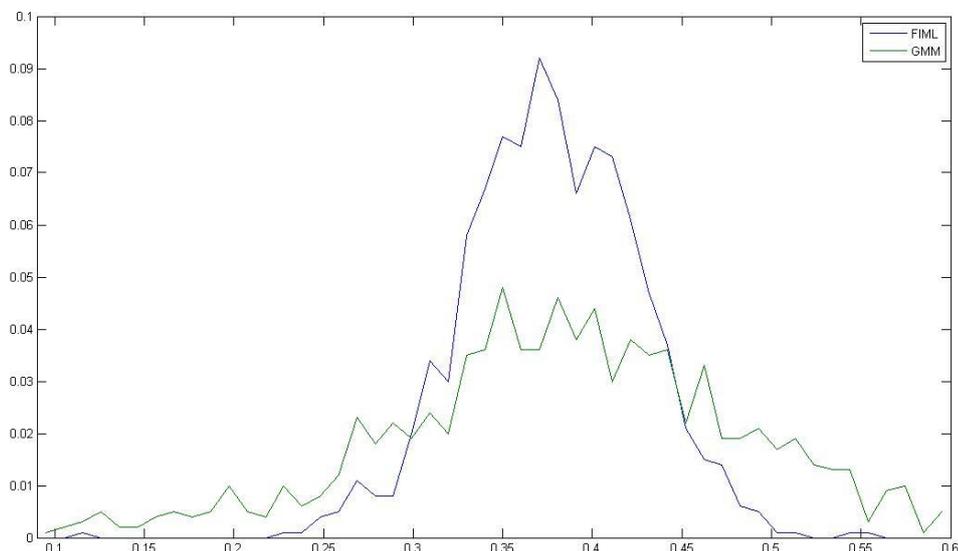
de Phillips Novo-Keynesiana. A figura 1.11 apresenta as distribuições de probabilidade empíricas para os parâmetros ω_f e γ para as estimativas por FIML e GMM para os diferentes tamanhos de amostra. Por esta figura é possível ver que quanto menor o tamanho da amostra maior sua incerteza e viés.

Figura 1.11 – Distribuições de probabilidade empírica dos parâmetros da curva de Phillips nas estimativas por FIML e GMM para diferentes tamanhos de amostra.



Na figura 1.12 compara-se a distribuição de probabilidade empírica para o parâmetro ω_f numa amostra de tamanho 40 quando estimado por FIML e GMM. Pela figura é possível verificar que a estimativa do parâmetro ω_f por FIML apresenta distribuição de probabilidade empírica menos dispersa do que a por GMM, além de apresentar um menor viés. Importante dizer que as estimativas realizadas por FIML, em um contexto de expectativas racionais, são realizadas utilizando previsão perfeita das expectativas futuras, o que pode, de certa forma, melhorar sua performance.

Figura 1.12 – Distribuições de probabilidade empírica do parâmetro ω_f da curva de Phillips nas estimativas por FIML e GMM para uma amostra de 40 valores.



Dessa forma, ao se estimar parâmetros de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana em um contexto de amostra pequena, é aconselhável a utilização de metodologias estatísticas que busquem confirmar os valores encontrados, como, por exemplo, a técnica de *bootstrap*.

6. Conclusões

Este capítulo encontrou evidências de que a estimação de parâmetros de uma curva de Phillips em modelos macroeconômicos de preços rígidos Novo-Keynesianos por FIML apresenta resultados superiores aos encontrados por GMM, neste contexto representada por uma estimação por variáveis instrumentais, quando em amostras pequenas aplicado aos dados da economia brasileira no período pós metas de inflação. Tal conclusão deve ser

ponderada pelo fato de que as estimativas de FIML em um contexto de expectativas racionais são realizadas com a hipótese de previsão perfeita dos parâmetros de expectativas futuras.

Uma estimativa por GMM tem a vantagem de não requerer um conhecimento completo da distribuição dos dados, necessitando apenas de momentos especificados derivados por algum modelo pré-assumido, mas, por outro lado, tem a desvantagem de não se levar em conta as possíveis interrelações entre as diversas equações quando inseridas em um modelo.

Partindo-se de um modelo Novo-Keynesiano simples, aplicado a economias pequenas e fechadas, como o do trabalho de Clarida *et al.* (1999), simulou-se diversas amostras de diferentes tamanhos, tanto com parâmetros calibrados para a economia americana como com parâmetros calibrados para a economia brasileira. A partir dessas amostras, realizou-se diferentes exercícios de comparação de estimativas dos parâmetros da curva de Phillips utilizando GMM e FIML.

Concluiu-se que, no caso do Brasil, com séries de taxa de juros e de inflação estáveis somente a partir de julho de 1999, quando da implantação do regime de metas de inflação pelo Banco Central, o possível problema de pequena amostra aumenta a instabilidade e o viés dos valores estimados da curva de Phillips híbrida independente da metodologia econométrica utilizada.

Tal problema é ainda maior quando as estimativas desses parâmetros são realizadas utilizando GMM, em relação às estimativas realizadas utilizando FIML, quando comparadas com os valores de *benchmark* utilizados para a economia brasileira, tanto para amostras pequenas, no caso de 40 valores, quanto para maiores, no caso de 200 valores.

1.7. Apêndice

Esta seção apresenta os resultados encontrados na comparação das metodologias de GMM e FIML com os parâmetros dos processos univariados AR(1) – equação (1.4) – estimados para a economia brasileira.

Dos valores utilizados na calibração dos parâmetros, apenas os referentes ao choque de política monetária apresentaram diferenças significantes. O parâmetro ρ_R apresentou valor de 0,955, significativo a 1% (para a economia americana, esse valor foi de 0,806), com $\sigma_{\varepsilon_R} = 0,644$ e $\sigma_{u_R} = 0,191$. Mantendo os demais valores calibrados como no texto, a comparação das metodologias para a economia brasileira, quando para amostras de 40, 80 e 200 observações, apresentou os mesmos resultados qualitativos, com os parâmetros da curva de Phillips apresentando menor viés e menor variância quando estimados por FIML. As figuras 1.13 e 1.14 apresentam a comparação das estimativas para os parâmetros ω_f e γ para uma amostra de 40 observações.

Figura 1.13 - Resultados das estimativas de ω_f por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores. AR(1) estimado com dados da economia brasileira.

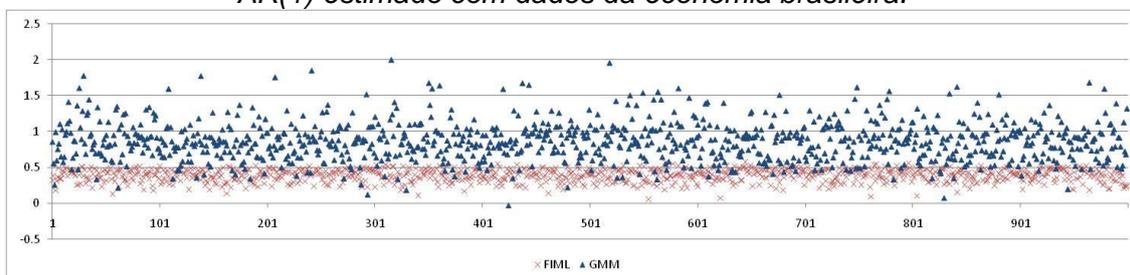
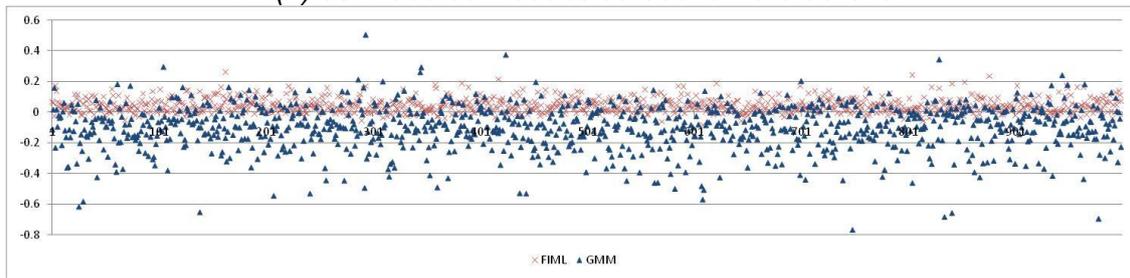


Figura 1.14 - Resultados das estimativas de γ por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores. AR(1) estimado com dados da economia brasileira.



Capítulo 2

Estimação dos Parâmetros Estruturais em um Modelo Novo-Keynesiano aplicado ao Brasil – Os Problemas Causados pela Amostra Pequena

2.1. Introdução

Diversos autores têm estimado sistemas macroeconômicos estruturais buscando melhorar o entendimento sobre as flutuações simultâneas da inflação, do hiato do produto, dos salários e das taxas de juros de curto prazo, dos quais a contribuição seminal foi apresentada por Rotemberg e Woodford (1998). A partir de então diferentes metodologias econométricas têm sido utilizadas, como em Christiano, Eichenbaum e Evans (2001), Cho e Moreno (2002) e Boivin e Giannoni (2002).

Nesses sistemas macroeconômicos, os parâmetros estruturais têm implicações qualitativas e quantitativas nas relações entre as dinâmicas macroeconômicas e os choques estruturais. Cho e Moreno (2006) mostram que esse tipo de modelo pode superestimar a reação do Fed (*Federal Reserve*, o banco central americano) aos desvios da inflação esperada, caso seja utilizado um pequeno período de dados na estimação de seus parâmetros. Concluem ainda que, neste caso, a regra de Taylor pode não descrever de forma precisa a condução da política monetária por aquela instituição.

No Brasil, o problema de amostra pequena é ainda mais acentuado devido às quebras estruturais ocorridas nas últimas décadas. A utilização de dados macroeconômicos a partir de 1999, quando o Banco Central adotou o regime de metas de inflação tornando as taxas de juros e, especialmente a

inflação, mais estáveis, facilita na estimação econométrica dos modelos macroeconômicos.

O presente capítulo estima os parâmetros estruturais de um modelo macroeconômico Novo-Keynesiano aplicado para economias pequenas e fechadas de três equações e três variáveis conforme os apresentados em Woodford (2003) e, devido aos possíveis problemas causados pela amostra pequena, realiza um exercício de *bootstrap* para confirmar as propriedades desses parâmetros estimados⁹.

O modelo macroeconômico Novo-Keynesiano utilizado é composto de uma equação de oferta agregada (AS), a qual descreve a dinâmica da inflação de curto prazo com o processo de escolha de salários entre firmas e trabalhadores, uma equação de demanda (IS), baseada em uma maximização da utilidade de um agente representativo com persistência de hábito, e uma regra de política monetária do tipo *forward looking*.

Utiliza-se a metodologia de Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML, do inglês *Full Information Maximum Likelihood*). A vantagem de tal metodologia é a de permitir interações simultâneas entre os consumidores, as firmas e o banco central, que são os agentes econômicos envolvidos no modelo. Comparando tal metodologia com GMM, Tovar (2008) diz que o GMM explora somente parte da informação gerada por um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE – do inglês *Dynamic Stochastic General Equilibrium*) enquanto que um método de verossimilhança explora todas as implicações do modelo DSGE.

⁹ Alguns trabalhos, como por exemplo Campos e Ericsson (1999), têm mostrado que é possível encontrar estimativas com maior grau de informação em amostras muito pequenas em relação a amostras maiores. Para isso a amostra deve ter determinadas características. Ver seção 1.3.

Por meio de uma solução de expectativas racionais utilizando os parâmetros estruturais estimados e as restrições entre equações, transforma-se o modelo original em um VAR(1), que é utilizado para comparar os dados previstos com os dados reais de inflação, hiato do produto e taxa de juros.

De maneira a aumentar a precisão dos parâmetros do modelo, principalmente o de política monetária, é realizado um exercício de *bootstrap* que gera a distribuição de probabilidade empírica dos parâmetros estruturais.

A metodologia de *bootstrap*, introduzida por Efron (1979), é similar a um experimento de Monte Carlo, mas com uma diferença substancial: enquanto que no método de Monte Carlo as variáveis aleatórias são geradas a partir de uma distribuição paramétrica teórica, normalmente uma distribuição normal, no *bootstrap* elas são geradas da própria distribuição de probabilidade da amostra observada, considerando-se então que a melhor estimativa da distribuição real é a própria distribuição observada. A vantagem de se utilizar tal metodologia é a de se repetir o experimento um maior número de vezes e assim “compensar” o número reduzido de variáveis observáveis.

A partir desse exercício, verifica-se que os parâmetros apresentam diferentes valores médios dos resultados apresentados assintoticamente. Observando especificamente o parâmetro de política monetária inferido por meio do FIML, tal viés pode induzir a Autoridade Monetária a responder de forma menos agressiva do que a realmente necessária às pressões inflacionárias.

Este capítulo está assim dividido: em uma primeira parte, após esta introdução, desenha-se um modelo macroeconômico Novo-Keynesiano teórico para economias pequenas e fechadas de três equações e três variáveis,

conforme modelos de Woodford (2003); na segunda parte, mostra-se a solução de expectativas racionais, tornando o modelo um VAR(1); na terceira parte estimam-se os parâmetros estruturais por FIML; depois, são descritos os dados utilizados e; na quinta seção, são apresentados os resultados; então, conclui-se o capítulo.

2.2. Modelagem Teórica

O modelo macroeconômico Novo-Keynesiano que será utilizado neste trabalho é semelhante ao descrito em Woodford (2003) para uma economia pequena e fechada.

As relações macroeconômicas são dadas por três diferentes equações: oferta agregada (AS), demanda agregada (IS) e regra de política monetária *forward looking*. Assume-se não haver diferença informacional entre os agentes privados e o governo por meio do banco central. As subseções seguintes apresentam as três equações do modelo a ser seguido neste capítulo.

2.2.1 Curva de Phillips

A equação de oferta agregada, ou a nova curva de Phillips, descreve a dinâmica da inflação no curto prazo e é uma generalização da equação originalmente desenvolvida em Calvo (1983). Clarida, Galí e Gertler (1999) apresentam tal curva apenas com componentes *forward-looking* para a inflação, mas em Galí e Gertler (1999) é desenvolvido a Nova Curva de Phillips Híbrida, a qual apresenta a curva de Phillips com um termo inercial de inflação, que será utilizada aqui.

Utilizar-se-á as características da economia descrita em Calvo (1983), estendida para permitir que um subconjunto de firmas use uma regra *backward-looking* para escolher seus preços. Dessa forma é possível encontrar um termo inercial para a inflação na nova curva de Phillips Novo-Keynesiana.

Como na modelagem de Calvo, cada firma tem uma probabilidade fixa $(1-z)$ de ajustar seus preços para um dado período, a qual é independente do último ajuste realizado. Neste modelo existem dois diferentes tipos de firmas: o primeiro que representa uma fração $(1-q)$ da economia e que se comporta como no modelo de Calvo, ajustando seus preços otimamente de forma *forward-looking*, dadas as restrições no tempo dos ajustes e usando todas as informações disponíveis para a previsão de seus custos marginais futuros, e o segundo que representa a fração q restante da economia e que utiliza uma regra *backward-looking* no momento de escolher seus preços, baseada na história recente dos preços agregados.

O nível de preços agregado desta economia evolui conforme a equação abaixo:

$$p_t = zp_{t-1} + (1-z)\bar{p}_t^*$$

onde \bar{p}_t^* é o índice dos preços reajustados em t e todas as variáveis expressas como desvios percentuais de um estado estacionário com inflação zero. Seja p_t^f o conjunto de preços escolhidos em t pelo subconjunto das firmas que escolhem seus preços de maneira *forward-looking* e p_t^b o conjunto de preços escolhidos em t pelo subconjunto das firmas que escolhem seus preços de maneira *backward-looking*. Então, o índice dos preços reajustados em t é dado por:

$$\bar{p}_t^* = (1 - q)p_t^f + qp_t^b$$

As firmas *forward-looking* se comportam como na modelagem de Calvo, ou seja, o índice de preços p_t^f é dado por:

$$p_t^f = (1 - \Upsilon Z) \sum_{k=0}^{\infty} (\Upsilon Z)^k E_t \{ mc_{t+k}^n \}$$

onde mc_t^n é o custo marginal nominal das firmas *forward-looking* em t e Υ é um fator de desconto subjetivo¹⁰.

As firmas *backward-looking* escolhem seus preços em t olhando apenas as informações em $t - 1$ ou anteriormente a essa data. Não há persistência nos desvios entre a regra e o comportamento ótimo, ou seja, no equilíbrio de estado estacionário a regra é consistente com o comportamento ótimo. Em outras palavras, essas firmas escolhem seus preços em t tomando os ajustes de preços mais recentes com a correção da inflação. Ou seja, o índice de preços p_t^b é dado por:

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1}$$

Pode-se, finalmente, encontrar a curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida combinando as quatro equações acima¹¹:

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda mc_t$$

onde,

$$\delta \equiv \Upsilon Z \phi^{-1}$$

¹⁰ Maiores detalhes em Clarida, Galí e Gertler (1999).

¹¹ A demonstração pode ser encontrada em Galí (2008), capítulo 3.

$$\lambda \equiv (1 - q)(1 - z)(1 - Yz)\phi^{-1}$$

$$\text{com } \phi = z + q[1 - z(1 - Y)]$$

Clarida, Galí e Gertler (1999) relacionam a inflação ao hiato do produto. A literatura tem normalmente feito hipóteses sobre tecnologia, preferências e a estrutura do mercado de trabalho de forma a justificar a relação proporcional entre o custo marginal real e o hiato do produto, fazendo com que $mc_t = \zeta y_t$ ocorra, onde ζ é a elasticidade do produto ao custo marginal real. Neste contexto, um termo de erro na curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida pode ser interpretado como os desvios desta condição¹². Pode-se então finalmente descrever a inflação atual em relação às inflações passadas e futuras e ao hiato do produto pela seguinte equação:

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta)\pi_{t-1} + \lambda y_t + \varepsilon_{AS,t} \quad (2.1)$$

onde π_t é a inflação e y_t é o hiato do produto entre os períodos $t - 1$ e t . O choque estrutural de oferta agregada, dado por $\varepsilon_{AS,t}$, é assumido como independente e identicamente distribuído (*i.i.d.*) com variância homocedástica σ_{AS}^2 . E_t é o operador de Expectativa Racional condicional às informações disponíveis no tempo t . λ é o parâmetro da curva de Phillips. A inflação atual depende da inflação esperada futura e da inflação ocorrida no período anterior, com pesos δ e $(1 - \delta)$, respectivamente. Woodford (2003) justifica essa persistência pela existência de agentes que utilizam a inflação passada para ajustar os preços de seus produtos ao invés de os atualizarem de forma ótima.

¹² Galí e Gertler (1998) sugerem que mc_t não varia proporcionalmente a y_t . Desvios dessa proporcionalidade podem ser causados, por exemplo, pelos movimentos dos salários nominais que tiram os salários reais de seus valores de equilíbrio devido às fricções das políticas salariais.

2.2.2. Equação de Demanda Agregada

Para a equação IS, a qual descreve o lado da demanda da economia, considera-se que um agente representativo maximiza a seguinte função utilidade:

$$U(C_t) = \frac{\left(\frac{C_t}{X_t}\right)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (2.2)$$

onde C_t é o nível de consumo, X_t é o nível de hábito externo de consumo, ou seja, o consumidor não o considera como argumento ao maximizar sua função de utilidade, conforme pode ser visto em Fuhrer (2000), e σ é o inverso da elasticidade de substituição. A restrição orçamentária é dada por:

$$C_t + B_t \leq \frac{P_{t-1}}{P_t} B_{t-1} R_t + W_t \quad (2.3)$$

onde B_t é o valor dos ativos tomados pelo agente e W_t é a renda do trabalho dada exogenamente. R_t é o retorno bruto nominal dos ativos.

O agente representativo resolve o problema dinâmico de períodos infinitos maximizando sua utilidade, dada pela equação (2.2) sujeito à restrição orçamentária dada em (2.3). A equação de Euler é então dada por:

$$1 = E_t \left[\psi \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} R_t \right] \quad (2.4)$$

onde ψ é o fator de desconto intertemporal.

Assumindo lognormalidade conjunta das variáveis, de (2.4) pode-se encontrar:

$$c_t = \alpha_{IS} + \mu E_t c_{t+1} + (1 - \mu) c_{t-1} - \phi(r_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (2.5)$$

onde $\alpha_{IS} = \frac{-\ln(\psi) - \frac{1}{2}V_t(\sigma c_{t+1} + \pi_{t+1})}{\sigma(1+h) - h}$, c_t é o logaritmo do consumo em t , $\mu = \frac{\sigma}{\sigma(1+h) - h}$

e $\phi = \frac{1}{\sigma(1+h) - h}$. Verifica-se que o mecanismo de transmissão monetária na equação da demanda é função inversa da elasticidade de substituição do consumo entre os períodos, σ , e o parâmetro da persistência do hábito de consumo, h .

Assume-se, por não se utilizar uma função de investimento de capital e de gasto de governo, que no longo prazo o produto é igual ao consumo em cada ponto do tempo. Logo, a partir de (2.5) encontra-se a equação IS do modelo:

$$y_t = \alpha_{IS} + \mu E_t y_{t+1} + (1 - \mu)y_{t-1} - \phi(r_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_{IS,t} \quad (2.6)$$

onde $\varepsilon_{IS,t}$ é o choque de demanda agregada e tem como hipótese ser independente e identicamente distribuído (*i.i.d.*) com variância homocedástica σ_{IS}^2 , assumindo-se também que o mercado de moeda se equilibra.

2.2.3. Regra de Política Monetária

Para a equação da política monetária, utiliza-se a função de reação do banco central proposta por Clarida, Galí e Gertler (2000). Essa função possui duas partes bem definidas. A primeira reflete a tendência dos bancos centrais em suavizar os movimentos das taxas de juros por meio de um termo defasado. E a segunda representa a “regra de Taylor”, onde os bancos centrais reagem à expectativa de inflação e ao desvio do produto de sua tendência. Essas duas equações são dadas da seguinte forma:

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)r_t^* + \varepsilon_{MP,t} \quad (2.7)$$

$$r_t^* = \bar{r}^* + \beta(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma y_t \quad (2.8)$$

onde \bar{r}^* é a taxa de juros nominal desejada pela autoridade monetária e $\bar{\pi}$ é o nível de equilíbrio da inflação no longo prazo. Os parâmetros β e γ medem a resposta de longo prazo do banco central à inflação esperada e à flutuação do hiato produto, respectivamente. Como praticamente todos os trabalhos sobre o assunto, assume-se que a taxa de juros é o instrumento utilizado pelo banco central para a realização de sua política monetária.

Utilizando (2.7) e (2.8) pode-se encontrar a regra de política monetária:

$$r_t = \alpha_{MP} + \rho r_{t-1} + (1 - \rho)[\beta E_t\pi_{t+1} + \gamma y_t] + \varepsilon_{MP,t} \quad (2.9)$$

onde $\varepsilon_{MP,t}$ é o choque estrutural de política monetária, assumido como independente e identicamente distribuído (*i.i.d.*) com variância homocedástica σ_{MP}^2 .

2.3. Solução de Expectativa Racional

As equações (2.1), (2.6) e (2.9) formam um sistema de equações que pode ser apresentado de forma mais compacta da seguinte forma:

$$B_{11}X_t = \alpha + A_{11}E_tX_{t+1} + B_{12}X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

com $\varepsilon_t \sim (0, D)$ e onde,

$$X_{t+i} = \begin{bmatrix} \pi_{t+i} \\ y_{t+i} \\ r_{t+i} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{AS,t} \\ \varepsilon_{IS,t} \\ \varepsilon_{MP,t} \end{bmatrix}, \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_{AS} \\ \alpha_{IS} \\ \alpha_{MP} \end{bmatrix}, B_{11} = \begin{bmatrix} 1 & -\lambda & 0 \\ 0 & 1 & \phi \\ 0 & -(1-\rho)\gamma & 1 \end{bmatrix}, A_{11} = \begin{bmatrix} \delta & 0 & 0 \\ \phi & \mu & 0 \\ (1-\rho)\beta & 0 & 0 \end{bmatrix} \text{ e } B_{12} = \begin{bmatrix} 1-\delta & 0 & 0 \\ 0 & 1-\mu & 0 \\ 0 & 0 & \rho \end{bmatrix}.$$

ε_t é o vetor de erros estruturais, D é a matriz de variância diagonal e 0 é um vetor 3×1 de zeros. Assumindo-se expectativa racional e informação simétrica entre os agentes da economia e a autoridade monetária, tem-se que $X_{t+1} = E_t X_{t+1} + v_{t+1}$, onde v_{t+1} é o vetor de erros.

A equação (2.10) pode ser apresentada por uma solução livre de bolhas, seguindo uma metodologia de coeficientes indeterminados padrão, da seguinte maneira reduzida:

$$X_{t+1} = c + \Omega X_t + \Gamma \varepsilon_{t+1} \quad (2.11)$$

onde c é um vetor 3×1 de constantes e Ω e Γ são matrizes 3×3 . Pode-se notar que a forma reduzida (2.11) é simplesmente um Vetor Autoregressivo (VAR) de ordem 1 com restrições de parâmetros não-lineares. Os parâmetros de (2.11) são dados por¹³:

$$\Omega = (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1}B_{12} \quad (2.12)$$

$$\Gamma = (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1} \quad (2.13)$$

$$c = (B_{11} - A_{11}\Omega - A_{11})^{-1}\alpha \quad (2.14)$$

Logo, a equação (2.11) com Ω , Γ e c satisfazendo (2.12), (2.13) e (2.14) é a solução de (2.10). Uma vez definido Ω como função de B_{11} , A_{11} e B_{12} , Γ e c podem ser facilmente calculados. Note que $\Omega = \Gamma B_{12}$ e $v_t = \Gamma \varepsilon_t$. Para encontrar Ω , a equação (2.12) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$A_{11}\Omega^2 - B_{11}\Omega + B_{12} = 0 \quad (2.15)$$

¹³ Ver seção 2.8.1.

Resolvendo-se a equação (2.15) para Ω , pode-se caracterizar completamente a equação (2.11). Ω deve ser um valor real e ter dinâmica estacionária. Como Ω é uma função não linear dos parâmetros estruturais, corre-se o risco de haver múltiplas soluções estacionárias ou mesmo nenhuma solução estável.

Como A_{11} é singular, a equação (2.15) é de difícil solução. Então, para resolvê-la, poder-se-ia utilizar a decomposição Generalizada de *Schur* (QZ), como em Cho e Moreno (2006). O problema é que essa metodologia é falha quando não existe uma solução única estacionária, livre de bolhas. Desse modo, resolver o modelo de forma recursiva, o qual tem, por construção, solução real e livre de bolhas, é o mais indicado. A idéia é construir seqüências de matrizes convergentes $\{C_k, K_k, \Omega_k, \Gamma_k, k = 1, 2, 3, \dots\}$ tais que:

$$\bar{X}_t = C_k E_t \bar{X}_{t+k+1} + K_k \alpha + \Omega_k \bar{X}_{t-1} + \Gamma_k \varepsilon_t \quad (2.16)$$

Caracteriza-se a solução totalmente recursiva verificando se $C_k E_t \bar{X}_{t+k+1}$ converge para uma matriz zero¹⁴.

2.4. Estimação por Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML)

Estimam-se os parâmetros estruturais do modelo por Máxima Verossimilhança com Informação Completa (*Full Information Maximum Likelihood – FIML*). Para isso assume-se normalidade dos erros estruturais. Essa metodologia permite que se estime os parâmetros conjuntamente,

¹⁴ Ver seção 2.8.2 a qual descreve a metodologia utilizada.

diferentemente de Clarida, Galí e Gertler (2000), que os estimam equação por equação.

A função de Máxima Verossimilhança com Informação Completa é dada por:

$$\begin{aligned} \ln L(\theta|X_T, X_{T-1}, \dots, X_1) &= \\ &= \sum_{t=2}^T \left[-\frac{3}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} (X_t - \Omega X_{t-1})' \Sigma^{-1} (X_t - \Omega X_{t-1}) \right] \end{aligned} \quad (2.17)$$

onde $\theta = (\delta, \lambda, \mu, \phi, \rho, \beta, \gamma, \sigma_{AS}^2, \sigma_{IS}^2, \sigma_{MP}^2)$ e $\Sigma = \Gamma D \Gamma'$. Ω e Γ são calculados aproximadamente por método recursivo.

Maximiza-se a função de verossimilhança em relação aos parâmetros estruturais. Dessa forma, dados esses parâmetros, calculam-se as matrizes Ω e Γ em cada iteração, verificando se (2.16) converge para (2.11).

2.5. Dados Utilizados

Para a estimação do modelo, foram utilizados dados trimestrais brasileiros pós metas de inflação, a partir do terceiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2007. No caso da inflação utilizou-se a variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) entre trimestres consecutivos, em porcentagem. Para o hiato do produto, a série utilizada foi a do Produto Interno Bruto (PIB) – indústria, dessazonalizado¹⁵. Finalmente, para a taxa de juros utilizou-se a taxa overnight *Selic* trimestral, que é a taxa diária acumulada dentro do período, anualizada, em porcentagem.

¹⁵ O hiato do produto foi calculado utilizando-se filtro HP, com auxílio de software econométrico.

2.6. Resultados

Nessa seção são apresentados os resultados encontrados na análise empírica. Na primeira subseção mostram-se as estimativas dos parâmetros e suas propriedades estatísticas. Com esse conjunto de parâmetros estruturais é possível encontrar uma solução real do tipo VAR(1) única e estacionária. Dessa forma pode-se verificar se os dados do modelo representam bem os dados reais de inflação, hiato do produto e taxa de juros. Na subseção 2.6.2, utilizando-se um procedimento de *bootstrap*, reestima-se o modelo estrutural diversas vezes para se obter a distribuição de probabilidade empírica dos parâmetros estruturais.

2.6.1. Estimativas dos parâmetros e propriedades estatísticas

A estimativa por FIML está disponibilizada na tabela 2.1 abaixo. Quase todos os parâmetros estimados são coerentes com trabalhos anteriores (ver Woodford (2003) e Galí (2008)) e com a teoria econômica. δ é significativo e maior que 0,5 mostrando que a inflação atual é resultado de um maior peso sobre a inflação esperada futura do que sobre a inflação passada. Outro resultado interessante obtido foi o parâmetro referente à suavização das mudanças nas taxas de juros. O parâmetro ρ encontrado foi significativo com valor 0,92, mostrando, durante o período considerado, a forte persistência da taxa de juros de curto prazo. Na curva IS pode-se ver que os agentes consideram com maior peso as expectativas futuras do hiato do produto. Essa conclusão pode ser confirmada pelo valor encontrado de 0,53 do parâmetro μ ,

o qual, no entanto, não foi estatisticamente significativa. O parâmetro β encontrado, que é a resposta do banco central às pressões inflacionárias, é maior que 1 e significativa ao nível de 5%.

Um fato que chamou a atenção é que o parâmetro da curva de Phillips, λ , apesar de possuir o sinal correto, não foi estatisticamente significativo. O mesmo problema ocorre em Cho e Moreno (2006). Apesar dos autores apresentarem três diferentes especificações para a série de hiato, em nenhum dos três casos o parâmetro da curva de Phillips foi significativa. Citando os autores:

Fuhrer and Moore (1995) and Ireland (2001) obtained estimates of similar magnitude using a similar pricing specifications. Rudebusch (2002) obtains larger and significant estimates of the Phillips curve parameter. His approach however differs from ours since he includes several lags of inflation in the AS equation.

Mesmo não sendo significativa, os autores chamam a atenção para o fato de que o valor encontrado assintoticamente para o parâmetro da curva de Phillips foi muito diferente do valor encontrado pela distribuição empírica. Segundo Cho e Moreno (2006),

The most severe small-sample problems are the strong positive skewness exhibited by the empirical distribution of the Phillips curve parameter, and that of the coefficient on the real interest rate in the IS equation. This finding may be related to output gap mis-measurement, as these two parameters were not significantly different from zero in the FIML estimation.

Como será visto mais à frente na subseção 2.6.2, tal fato também foi verificado usando os dados da economia brasileira e, muito provavelmente, os problemas encontrados podem ser justificados da mesma forma que em Cho e Moreno (2006)¹⁶.

Tabela 2.1 - Resultados da estimação FIML.

Parâmetro	Estimação (erro-padrão)
δ	0,54583 (0,13467)
λ	1,66826 (5,41085)
μ	0,53578 (0,28935)
ϕ	0,00050 (0,00921)
ρ	0,92019 (0,04672)
β	1,81741 (0,74779)
γ	35,26428 (38,35062)

*Período: terceiro trimestre de 1999 ao segundo trimestre de 2007. *Equações do modelo sem intercepto são:*

$$\begin{aligned}\pi_t &= \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda y_t + \varepsilon_{AS,t}, \\ y_t &= \mu E_t y_{t+1} + (1 - \mu) y_{t-1} - \phi (r_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_{IS,t}, \\ r_t &= \rho r_{t-1} + (1 - \rho) [\beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t] + \varepsilon_{MP,t}.\end{aligned}$$

Com os dados encontrados na estimação FIML e utilizando a metodologia recursiva, podem-se encontrar as matrizes c , Ω e Γ da equação reduzida (2.11), a qual descreverá a dinâmica do modelo. Logo, a equação (2.11) é dada por:

¹⁶ Uma possível solução poderia ser utilizar uma série diferente para o hiato do produto, como fazem Galí e Gertler (1999) e Galí *et al.* (2001) que utilizam custo marginal real. Mas tal alteração tem, normalmente, alterado o sinal do parâmetro da curva de Phillips, como mostra Lindé (2005). Para evitar este problema e como a proposta deste trabalho é a de verificar questões relacionadas ao viés das variáveis, optou-se por manter as especificações como definidas em Cho e Moreno (2006).

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5,4748 \\ 0,5212 \\ 2,7388 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,6211 & 1,6935 & -0,1272 \\ 0,0022 & 0,6001 & -0,0215 \\ 0,0458 & 1,9681 & 0,8335 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ y_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1,3740 & 3,5276 & -0,1383 \\ 0,0049 & 1,2499 & -0,0234 \\ 0,1014 & 4,0996 & 0,9062 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{AS,t} \\ \varepsilon_{IS,t} \\ \varepsilon_{MP,t} \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

A tabela 2.2 apresenta a autocorrelação serial entre os choques de oferta, de demanda e de política monetária.

Tabela 2.2 - Autocorrelações dos erros estruturais.

<i>lag = i</i>	$\varepsilon_{AS,t}, \varepsilon_{AS,t-i}$	$\varepsilon_{IS,t}, \varepsilon_{IS,t-i}$	$\varepsilon_{MP,t}, \varepsilon_{MP,t-i}$
1	-0,3116	-0,6805	0,0240
2	-0,2883	0,1368	-0,0361
3	-0,0131	0,2262	-0,1294
4	0,1552	-0,3226	-0,4164

A tabela 2.3 lista as correlações cruzadas contemporâneas entre os erros estruturais.

Tabela 2.3 - Correlação cruzada contemporânea dos erros estruturais.

$\varepsilon_{AS,t}, \varepsilon_{IS,t}$	$\varepsilon_{AS,t}, \varepsilon_{MP,t}$	$\varepsilon_{IS,t}, \varepsilon_{MP,t}$
0,0530	0,1821	-0,5444

Já a tabela 2.4 mostra a estatística-Q de Ljung-Box para a autocorrelação dos termos de erro, com seus valores de probabilidade correspondentes enquanto que a tabela 2.5 apresenta os testes de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos, com seus valores de probabilidade correspondentes.

Pode-se ver que o teste de Jarque-Bera não rejeita a hipótese de normalidade para nenhum dos três termos de erros. No entanto, a estatística-Q de Ljung-Box rejeita a hipótese de que as quatro primeiras autocorrelações sejam zero para o termo de erro da IS. Para os outros dois termos de erro não se pode rejeitar tal hipótese de autocorrelação. Pelo modelo, não deveriam ser significantes nem as autocorrelações nem as correlações cruzadas, mas como também justificado em Cho e Moreno (2006) que obtiveram o mesmo problema, devido a especificação muito parcimoniosa do modelo VAR(1), estes testes dificilmente mostrariam o contrário¹⁷.

Tabela 2.4 - Ljung-Box - Q-Estatística

<i>lag</i>	$Q(AS_t)$	$pval(AS_t)$	$Q(IS_t)$	$pval(IS_t)$	$Q(MP_t)$	$pval(MP_t)$
1	3,0279	(0,082)	13,707	(0,000)	0,0620	(0,803)
2	5,9527	(0,051)	14,066	(0,001)	0,1080	(0,947)
3	5,9670	(0,113)	14,730	(0,002)	0,7804	(0,854)
4	6,6791	(0,154)	16,065	(0,003)	3,5903	(0,464)

As figuras abaixo comparam os valores previstos pelo modelo utilizando a equação (2.11) com os valores ocorridos (reais) da inflação, do hiato do produto e da taxa de juros. Os valores previstos pelo modelo estão muito próximos dos valores ocorridos.

Tabela 2.5 - Teste Jarque-Bera

$JB(\varepsilon_{AS,t})$	$pval(\varepsilon_{AS,t})$	$JB(\varepsilon_{IS,t})$	$pval(\varepsilon_{IS,t})$	$JB(\varepsilon_{MP,t})$	$pval(\varepsilon_{MP,t})$
3,6374	(0,1622)	1,7636	(0,4140)	0,5427	(0,7623)

¹⁷ Wooldridge (2002) e Hamilton (1994) discorrem sobre a questão de correlação serial dos termos de erros e de heterocedasticidade em séries de tempo. Segundo os autores, a heterocedasticidade não causa viés ou inconsistência dos regressores, sendo um problema maior quando no caso de *cross-section*. Normalmente, os pesquisadores devem se preocupar com a questão da correlação serial dos termos dos erros. Testes que verificam a heterocedasticidade são invalidados na presença de correlação serial.

Figura 2.1 - Inflação ocorrida e prevista pelo modelo no período.

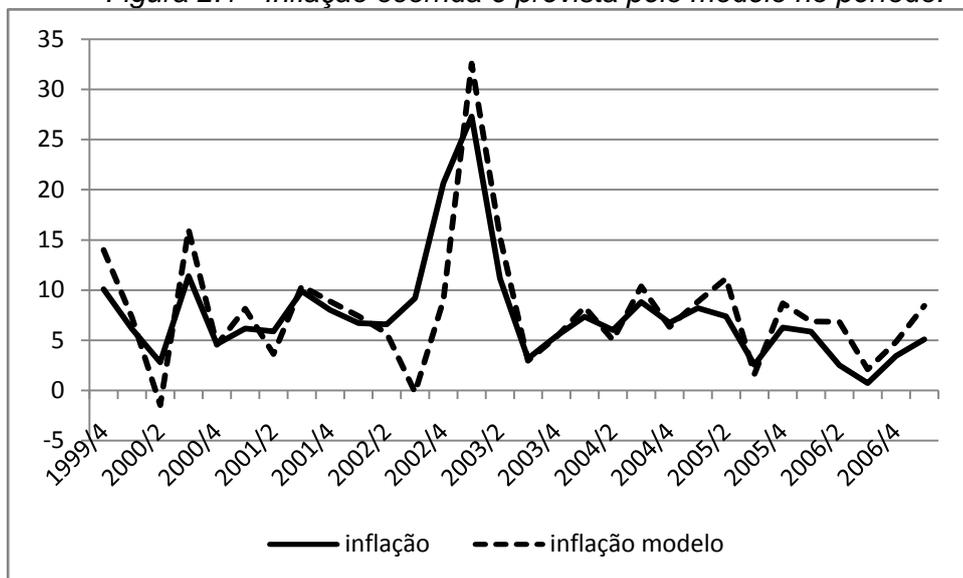
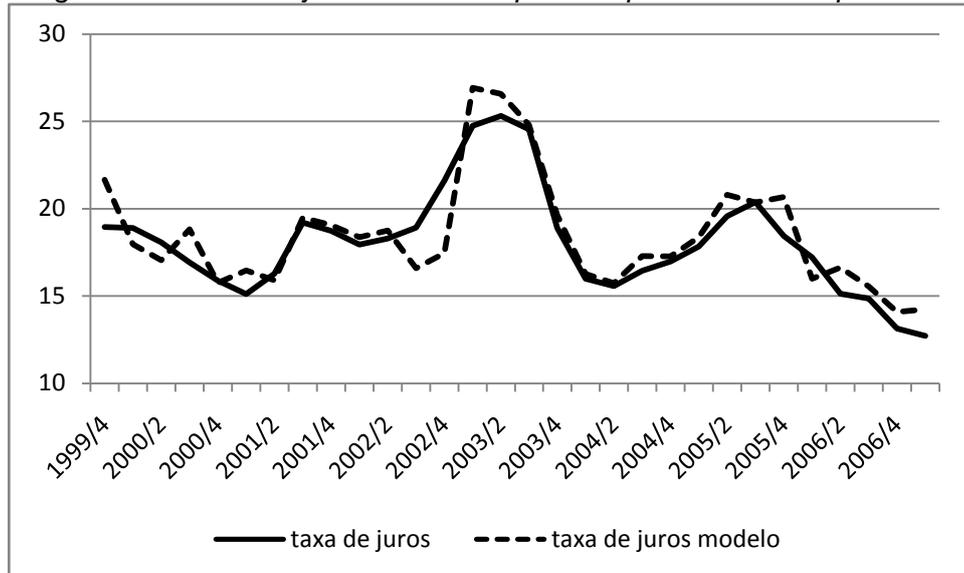


Figura 2.2 - Hiato do produto ocorrido e previsto pelo modelo no período.



Figura 2.3 - Taxa de juros ocorrida e prevista pelo modelo no período.



2.6.2. Distribuição de probabilidade empírica dos parâmetros estruturais

Nessa subseção, utiliza-se um procedimento de *bootstrap* para encontrar a distribuição de probabilidade empírica dos parâmetros estruturais. Tal procedimento foi introduzido por Efron (1979) e tem como característica a hipótese de que a distribuição observada é a melhor estimativa para a distribuição real, quando da realização de um procedimento do tipo Monte Carlo. Este procedimento é chamado de princípio *plug-in*. A vantagem de tal metodologia é a de se poder repetir o experimento diversas vezes de maneira a “compensar” o pequeno tamanho da amostra. Efron e Tibshirani (1993) apresentam o procedimento de *bootstrap* de uma maneira extremamente acessível¹⁸. Runkle (1987) emprega esta metodologia para obter a estimativa de distribuição de amostra pequena de um determinado parâmetro de seu modelo utilizando como distribuição observada a encontrada por meio de um

¹⁸ Alguns livros texto de econometria aplicado a séries temporais tratam da metodologia de *bootstrap*, como Hamilton (1994) e Enders (2004). No capítulo 39 de Engle e McFadden (1994) também apresenta a teoria e a metodologia do procedimento de *bootstrap*.

VAR. Cho e Moreno (2006) também encontram a distribuição de probabilidade empírica dos parâmetros de seu modelo Novo-Keynesiano desta forma. Um procedimento similar a estes será utilizado neste capítulo.

Para este procedimento de *bootstrap* são montadas 1.000 novas amostras a partir da hipótese nula e reestimado o modelo estrutural para cada uma dessas amostras. Com o conjunto de estimativas de cada parâmetro, pode-se encontrar as respectivas distribuições de probabilidade.

Além da descrição de como foi realizado o procedimento de *bootstrap*, essa subseção ainda mostra e analisa os resultados encontrados, além de compará-los aos resultados assintóticos encontrados na subseção anterior.

2.6.2.1. Procedimento de *Bootstrap* utilizado

O modelo estrutural utilizado é o da equação (2.11), reproduzido aqui com um período defasado:

$$X_t = c + \Omega X_{t-1} + \Gamma \varepsilon_t \quad (2.19)$$

O modelo do qual se utilizará a hipótese nula é um VAR(1)¹⁹ irrestrito dado por:

$$X_t = d + \Theta X_{t-1} + v_t \quad (2.20)$$

Note que $Var(\Gamma \varepsilon_t) = \Gamma D \Gamma'$ e $Var(v_t) = \Lambda$. Para o procedimento, a hipótese utilizada é a que $\Gamma D \Gamma' = \Lambda$.

Como é mostrado nas tabelas 2.2 e 2.3, há autocorrelação e correlação cruzada entre os termos de erro. Dessa forma, o termo de erro do VAR(1)

¹⁹ O modelo VAR(1) irrestrito provavelmente não é o mais indicado. Utiliza-se este modelo apenas por sua semelhança com o modelo estrutural.

irrestrito é ortogonalizado, utilizando-se uma decomposição de *Cholesky*. Assim, tem-se $Var(v_t) = \Lambda = CC'$, onde C é uma matriz triangular inferior. Assim, pode-se representar v_t por $v_t = C\zeta_t$, onde ζ_t tem média zero e matriz de covariâncias com 1 nos elementos da diagonal principal. O VAR(1) irrestrito fica então:

$$X_t = d + \Theta X_{t-1} + C\zeta_t \quad (2.21)$$

Para o modelo estrutural, pode-se fazer $\varepsilon_t = \sqrt{D}\xi_t$, onde ξ_t tem média zero e matriz de covariâncias com 1 nos elementos da diagonal principal. E o modelo estrutural pode ser expresso por:

$$X_t = c + \Omega X_{t-1} + \Gamma\sqrt{D}\xi_t \quad (2.22)$$

Logo, as hipóteses são que $\Gamma\sqrt{D} = C$ e que $Var(\Gamma\sqrt{D}\xi_t) = Var(C\zeta_t)$.

O *bootstrap* sob a hipótese nula do modelo estrutural é dado então pelos seguintes passos:

1. É feito um sorteio dos erros irrestritos, v_t , com reposição (*bootstrap*), formando-se conjuntos de 532 elementos;
2. São construídas 1.000 amostras de 532 conjuntos de dados cada uma, sob a hipótese nula, usando as matrizes dos parâmetros estimados c , Ω e D e os valores iniciais históricos de inflação, hiato do produto e taxa de juros (valor referente ao terceiro trimestre de 1999). Para isso, utiliza-se o distúrbio ξ_t o qual é obtido utilizando-se o conjunto montado no passo 1, pré-multiplicado por C^{-1} .

3. Para retirar a influência dos valores reais nas novas amostras, os primeiros 500 conjuntos de valores são eliminados. Trabalha-se então apenas com os últimos 32 conjuntos de valores em cada uma das 1.000 amostras, que é o número de elementos utilizado no modelo estrutural original;
4. Reestima-se o modelo 1.000 vezes. Isso gera 1.000 novos conjuntos de parâmetros, os quais serão utilizados na obtenção da distribuição amostral dos parâmetros estruturais sob a nula do modelo.

Com as 1.000 estimativas de cada parâmetro pode-se encontrar um valor representativo do mesmo utilizando-se uma média. Além desse valor representativo, pode-se também calcular o intervalo de confiança obtido pelo *bootstrap*:

$$[\hat{\theta} - s_{\theta}t_{1-\alpha/2}^*, \hat{\theta} + s_{\theta}t_{\alpha/2}^*]$$

onde $\hat{\theta}$ é o vetor de parâmetros estimados assintoticamente, s_{θ} é o erro-padrão dessas estimativas e $t_{1-\alpha}$ é a estatística de teste do *bootstrap*, com $1 - \alpha/2$ e $\alpha/2$ representando os quantis de t^{*20} .

Importante salientar que na modelagem utilizada neste capítulo todas as variáveis endógenas são geradas pelo próprio modelo, resolvendo o problema apresentado em Mackinnon (2002) que mostra que a dificuldade de se utilizar o procedimento de *bootstrap* em modelos de equações simultâneas é justamente o de se conseguir gerar todas estas variáveis.

²⁰ Ver Mackinnon (2002) para maiores detalhes.

2.6.2.2. Análise da distribuição de probabilidade empírica dos parâmetros

Por causa da amostra pequena, as inferências baseadas nos resultados encontrados pela distribuição assintótica podem induzir a erros. Dessa forma, para dar suporte aos valores encontrados, realizou-se um exercício de *bootstrap*, conforme detalhado na subseção anterior. O resultado das estimações dos parâmetros sob a hipótese nula do modelo utilizando-se *bootstrap* é mostrado na tabela 2.6 abaixo. Na primeira coluna é reportado o valor do parâmetro encontrado na estimação por FIML, dado na subseção 2.6.1. Na segunda coluna é mostrado o intervalo de 95% de confiança da estimativa assintótica do parâmetro. Na terceira coluna é reportada a média empírica dos parâmetros estruturais e, na última coluna, o seu intervalo de 95% de confiança. O intervalo de confiança foi calculado como em MacKinnon (2002).

Tabela 2.6 - Parâmetros e intervalos de confiança.

Parâmetros	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
δ	0,54583	[0,282 0,810]	0,50516	[0,474 0,686]	[0,406 0,616]
λ	1,66826	[-8,937 12,274]	0,33359	[1,326 4,613]	[-1,276 1,996]
μ	0,53578	[-0,031 1,103]	0,45183	[0,463 0,788]	[0,284 0,605]
ϕ	0,00050	[-0,018 0,019]	0,00340	[0,019 0,019]	[-0,001 0,010]
ρ	0,92019	[0,829 1,012]	0,95345	[0,840 0,931]	[0,909 1,001]
β	1,81741	[0,352 3,283]	2,04625	[-11,320 12,170]	[-8,147 14,955]
γ	35,26428	[-39,903 110,431]	-60,124	[-813,47 2938,81]	[-286,8 85,55]

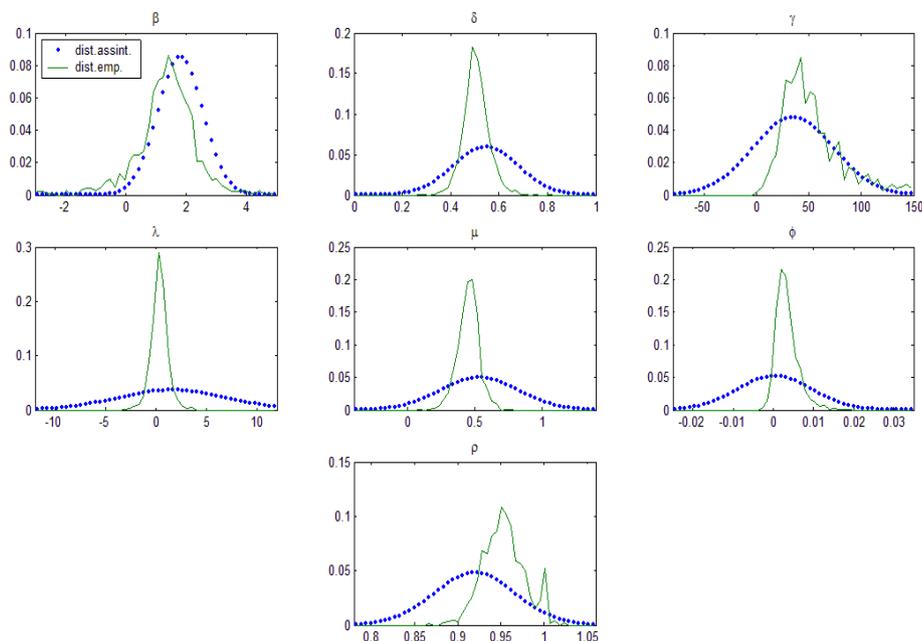
Coluna (1) apresenta a estimativa por FIML; coluna (2) mostra o intervalo de 95% de confiança da estimativa por FIML; coluna (3) apresenta a média da distribuição de probabilidade empírica dos parâmetros; coluna (4) mostra o intervalo de 95% de confiança da distribuição empírica dos parâmetros, como calculado em Mackinnon (2002); coluna (5) mostra o intervalo de 95% de confiança da distribuição empírica dos parâmetros.

Pode-se ver pela tabela 2.6 que, à exceção do parâmetro γ , todos os demais parâmetros mantiveram os sinais. O parâmetro

γ apresentou um valor bem diferente do encontrado por FIML. Isso ocorreu devido a alguns valores extremos pois se tomarmos apenas a média dentro do intervalo de 95%, o resultado seria de 40,198, bem mais próximo do encontrado anteriormente. Todos os parâmetros estimados estão dentro do intervalo de confiança, com exceção do parâmetro ϕ , que se apresentou abaixo do limite inferior do intervalo de confiança do *bootstrap*.

A figura 2.4 apresenta as distribuições de probabilidade assintótica e empírica dos parâmetros estruturais. Por esses gráficos e pela coluna (4) da tabela 2.6 pode-se ver que quase todos os parâmetros, com exceção de β e de γ , apresentaram intervalos de confiança de 95% menores para a distribuição de probabilidade gerada pelo exercício de *bootstrap*.

Figura 2.4 - Comparação entre as distribuições de probabilidade empírica e assintótica dos parâmetros estruturais.



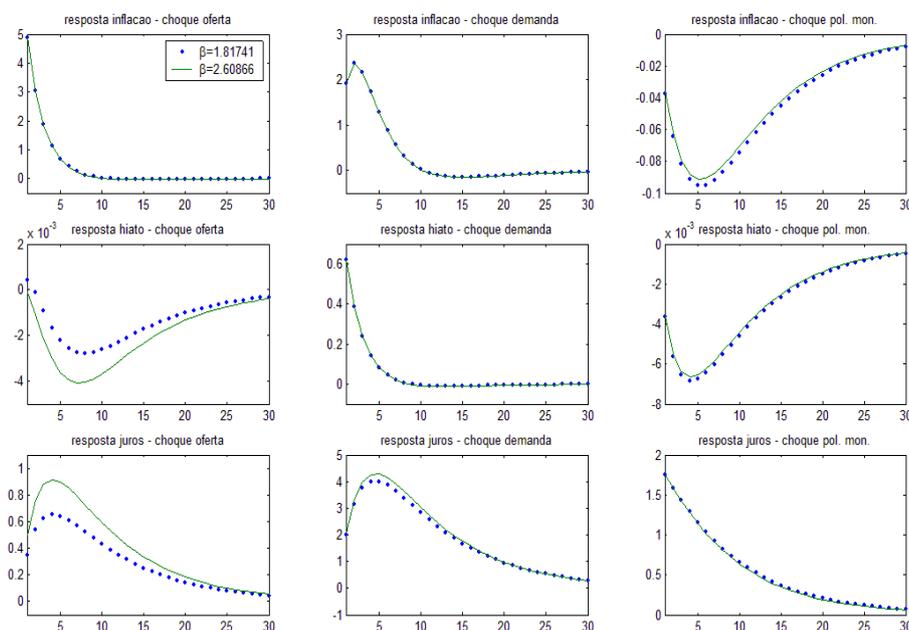
O parâmetro β , que é a resposta do banco central às pressões inflacionárias, apresentou um valor empírico bem maior que o valor encontrado

assintoticamente, por FIML. Isso mostra que a autoridade monetária pode, caso utilize apenas os resultados encontrados assintoticamente, com dados a partir de 1999, responder de forma mais fraca do que a necessária às pressões inflacionárias. Isso é causado muito provavelmente pelo problema de amostra pequena. A figura 2.5 apresenta uma análise de sensibilidade do parâmetro β por meio de funções impulso-resposta. Mantiveram-se fixos todos os demais parâmetros encontrados no modelo assintótico, mostrados na tabela 2.1, e, para os dois diferentes β encontrados, o assintótico e o empírico, verificou-se as respostas da inflação, do hiato do produto e da taxa de juros no tempo aos choques na oferta agregada, na demanda agregada e na política monetária. Com o β empírico, a autoridade monetária responde mais agressivamente aos choques de oferta e de demanda agregada do que responderia com o β assintótico. O β maior reduz o impacto do choque de política monetária na inflação, devido à resposta mais agressiva do banco central para reduzir a inflação esperada, o que faz com que a taxa de juros se mova na direção oposta àquela implicada pelo choque. Se o banco central é levado a utilizar o β assintótico, o impacto do choque de política monetária é aumentado.

O intervalo de confiança de 95% da distribuição empírica para o parâmetro β é claramente maior que o da distribuição assintótica. Apesar do limite inferior de 95% ser -11,320, quase 70% dos valores encontrados foram positivos e maiores que 1, corroborando o princípio de Taylor.

Os parâmetros ϕ e ρ apresentam pequeno viés para baixo quando comparado com as respectivas médias das distribuições empíricas, contrariamente aos parâmetros δ , λ e μ , que apresentaram pequeno viés para cima.

Figura 2.5 - Análise de sensibilidade de β .



2.7. Conclusões

Este capítulo teve como proposta fazer um estudo dos parâmetros de um modelo macroeconômico Novo-Keynesiano aplicado a economias pequenas e fechadas de três equações e três variáveis conforme os apresentados em Woodford (2003), utilizando dados brasileiros a partir da adoção do regime de metas de inflação. Estimou-se os parâmetros por Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML) e com estas estimativas, por método recursivo, encontrou-se o modelo em um formato VAR(1). Com isso pode-se comparar os resultados previstos pelo modelo com os dados reais ocorridos de inflação, hiato do produto e taxa de juros.

Os parâmetros encontrados apresentaram os sinais e os valores conforme esperados. O parâmetro referente à resposta do Banco Central aos

desvios da inflação esperada, β , ficou acima de 1 e foi significativa ao nível de 5%. O modelo VAR(1) desenvolvido ficou bem próximo dos valores reais.

Devido a pequena amostra de dados, de forma a confirmar os valores encontrados na regressão, realizou-se um estudo de *bootstrap*. Com esse estudo empírico, pode-se mensurar uma nova distribuição de probabilidade e também comparar os novos intervalos de confiança com os mensurados assintoticamente para cada parâmetro estrutural.

Comparando a modelagem empírica com a assintótica, verificou-se que os parâmetros estruturais, conforme esperado devido aos testes realizados, estavam viesados. Especificamente no que diz respeito à resposta do banco central às pressões inflacionárias, o parâmetro β encontrado empiricamente é maior que o encontrado assintoticamente. Essa diferença pode induzir uma resposta do banco central menos agressiva do que a que seria necessária às pressões inflacionárias.

2.8. Apêndices

Esta seção apresenta os cálculos utilizados para a obtenção dos parâmetros da equação reduzida, assim como também o método recursivo utilizado para o cálculo dos coeficientes.

2.8.1. Apêndice A - Parâmetros da equação reduzida

Para encontrar os parâmetros da equação (11), substitua-a em (10) e reorganize em X_t aplicando expectativas racionais, $E_t[X_{t+1}] = c + \Omega X_t$.

$$B_{11}X_t = \alpha + A_{11}E_t[c + \Omega X_t + \Gamma \varepsilon_{t+1}] + B_{12}X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(B_{11} - A_{11}\Omega)X_t = \alpha + A_{11}c + B_{12}X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$X_t = (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1}(\alpha + A_{11}c) + (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1}B_{12}X_{t-1} + (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1}\varepsilon_t$$

$$X_{t+1} = (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1}(\alpha + A_{11}c) + (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1}B_{12}X_t + (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1}\varepsilon_{t+1}$$

Logo,

$$c = (B_{11} - A_{11}\Omega - A_{11})^{-1}\alpha$$

$$\Omega = (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1}B_{12}$$

$$\Gamma = (B_{11} - A_{11}\Omega)^{-1}$$

2.8.2. Apêndice B - Método recursivo para cálculo dos coeficientes

Afirmção 1: Considere a equação $B_{11}X_t = \alpha + A_{11}E_t X_{t+1} + B_{12}X_{t-1} + \varepsilon_t$.

Suponha que $\varepsilon_t = F\varepsilon_{t-1} + w_t$, onde $E_{t-1}w_t = 0$. Suponha ainda que A_{11} , B_{11} ,

B_{12} e F são reais e B_{11} é não singular. Existem seqüências de matrizes $\{\Theta_k, \Phi_k, \Psi_k, \Xi_k, k = 1, 2, 3, \dots\}$ funções de que A_{11}, B_{11}, B_{12} e F tais que:

$$E_t X_{t+k} = \Theta_k \alpha + \Phi_k E_t X_{t+k+1} + \Psi_k X_t + \Xi_k \varepsilon_t \quad (2.23)$$

onde,

$$\Phi_{k+1} = [I - \Psi_1 \Phi_k]^{-1} \Phi_1 \quad (2.24)$$

$$\Psi_{k+1} = [I - \Psi_1 \Phi_k]^{-1} \Psi_1 \Psi_k \quad (2.25)$$

$$\Xi_{k+1} = [I - \Psi_1 \Phi_k]^{-1} [\Psi_1 \Xi_k + \Xi_1 F^k] \quad (2.26)$$

$$\Theta_{k+1} = [I - \Psi_1 \Phi_k]^{-1} [\Psi_1 \Theta_k + \Theta_1] \quad (2.27)$$

Prova:

Seja: $B_{11} X_t = \alpha + A_{11} E_t X_{t+1} + B_{12} X_{t-1} + \varepsilon_t$

Pré-multiplicando por B_{11}^{-1} , tomando um período à frente e tomando expectativas tem-se:

$$E_t X_{t+1} = B_{11}^{-1} \alpha + B_{11}^{-1} A_{11} E_t X_{t+2} + B_{11}^{-1} B_{12} X_t + B_{11}^{-1} \varepsilon_{t+1}$$

$$E_t X_{t+1} = B_{11}^{-1} \alpha + B_{11}^{-1} A_{11} E_t X_{t+2} + B_{11}^{-1} B_{12} X_t + B_{11}^{-1} F \varepsilon_t$$

$$E_t X_{t+1} = \Theta_1 \alpha + \Phi_1 E_t X_{t+2} + \Psi_1 X_t + \Xi_1 \varepsilon_t \quad (28)$$

Supondo que $E_t X_{t+k}$ pode ser escrito da seguinte forma em um tempo k qualquer:

$$E_t X_{t+k} = \Theta_k \alpha + \Phi_k E_t X_{t+k+1} + \Psi_k X_t + \Xi_k \varepsilon_t$$

Tomando-se (28) k períodos à frente e tomando a expectativa em t tem-se:

$$E_t X_{t+k+1} = \Theta_1 \alpha + \Phi_1 E_t X_{t+k+2} + \Psi_1 X_{t+k} + \Xi_1 \varepsilon_{t+k}$$

$$E_t X_{t+k+1} = \Theta_1 \alpha + \Phi_1 E_t X_{t+k+2} + \Psi_1 [\Theta_k \alpha + \Phi_k E_t X_{t+k+1} + \Psi_k X_t + \Xi_k \varepsilon_t] + \Xi_1 \varepsilon_{t+k} \quad (29)$$

Pela lei das expectativas iteradas, considerando que $I - \Psi_1 \Phi_k$ seja inversível, tem-se:

$$E_t X_{t+k+1} = (I - \Psi_1 \Phi_k)^{-1} (\Theta_1 + \Psi_1 \Theta_k) \alpha + (I - \Psi_1 \Phi_k)^{-1} \Phi_1 E_t X_{t+k+2} + (I - \Psi_1 \Phi_k)^{-1} \Psi_1 \Psi_k X_t + (I - \Psi_1 \Phi_k)^{-1} (\Psi_1 \Xi_k + \Xi_1 F^k) \varepsilon_t$$

Logo, Θ_{k+1} , Φ_{k+1} , Ψ_{k+1} e Ξ_{k+1} são definidos como coeficientes das matrizes dessa equação e são dados pelas equações (24), (25), (26) e (27).

Afirmção 2: Existem seqüências de matrizes $\{C_k, \Omega_k, \Gamma_k, k = 1, 2, 3, \dots\}$ tais que

$$X_t = C_k E_t X_{t+k+1} + K_k \alpha + \Omega_k X_{t-1} + \Gamma_k \varepsilon_t \quad (30)$$

Prova:

Primeiro, a expansão $E_t X_{t+1}$ pode ser rearranjada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E_t X_{t+1} &= \Phi_1 E_t X_{t+2} + \Theta_1 \alpha + \Psi_1 X_t + \Xi_1 \varepsilon_t \\ &= \Phi_1 \Phi_2 E_t X_{t+3} + [\Phi_1 \Theta_2 + \Theta_1] \alpha + [\Phi_1 \Psi_2 + \Psi_1] X_t + [\Phi_1 \Xi_2 + \Xi_1] \varepsilon_t \\ &= \Phi_1 \Phi_2 \Phi_3 E_t X_{t+4} + [\Phi_1 \Phi_2 \Theta_3 + \Phi_1 \Theta_2 + \Theta_1] \alpha + \\ &\quad + [\Phi_1 \Phi_2 \Psi_3 + \Phi_1 \Psi_2 + \Psi_1] X_t + [\Phi_1 \Xi_2 + \Xi_1] \varepsilon_t \\ &\dots \\ &= \prod_{j=1}^k \Phi_j E_t X_{t+k+1} + \sum_{i=1}^k \prod_{j=1}^i \Phi_{j-1} \Theta_i \alpha + \sum_{i=1}^k \prod_{j=1}^i \Phi_{j-1} \Psi_i X_t + \sum_{i=1}^k \prod_{j=1}^i \Phi_{j-1} \Xi_i \varepsilon_t \end{aligned}$$

Onde $\Phi_0 = I$. Logo, a equação (4) pode ser escrita como:

$$B_{11} X_t = \alpha + A_{11} E_t X_{t+1} + B_{12} X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$A_{11} \prod_{j=1}^k \Phi_j E_t X_{t+k+1} + (I + A_{11} \sum_{i=1}^k \prod_{j=1}^i \Phi_{j-1} \Theta_i) \alpha + A_{11} \sum_{i=1}^k \prod_{j=1}^i \Phi_{j-1} \Psi_i X_t + \\ + B_{12} X_{t-1} + (I + A_{11} \sum_{i=1}^k \prod_{j=1}^i \Phi_{j-1} \Xi_i) \varepsilon_t$$

Rearranjando tem-se:

$$X_t = C_k E_t X_{t+k+1} + K_k \alpha + \Omega_k X_{t-1} + \Gamma_k \varepsilon_t \quad (31)$$

onde,

$$S_k = \sum_{i=1}^k \prod_{j=1}^i \Phi_{j-1} \Psi_i$$

$$G_k = \sum_{i=1}^k \prod_{j=1}^i \Phi_{j-1} \Xi_i$$

$$N_k = \sum_{i=1}^k \prod_{j=1}^i \Phi_{j-1} \Theta_i$$

$$C_k = (B_{11} - A_{11} S_k)^{-1} A_{11} \prod_{j=1}^k \Phi_j$$

$$\Omega_k = (B_{11} - A_{11} S_k)^{-1} B_{12}$$

$$\Gamma_k = (B_{11} - A_{11} S_k)^{-1} (I + A_{11} G_k)$$

$$K_k = (B_{11} - A_{11} S_k)^{-1} (I + A_{11} N_k)$$

Proposição 1: Considere uma matriz de forma quadrática do tipo $A_{11} \Omega^2 - B_{11} \Omega + B_{12} = 0$. Suponha que as seqüências $\{S_k, G_k, N_k, C_k, \Omega_k, \Gamma_k, K_k\}$ definidas acima satisfazem:

1. $S_k, G_k, N_k, C_k, \Omega_k, \Gamma_k$ e K_k são seqüências convergentes de matrizes: $S^* \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} S_k, G^* \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} G_k, N^* \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} N_k, C^* \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} C_k, \Omega^* \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} \Omega_k, \Gamma^* \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} \Gamma_k, K^* \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} K_k$.
2. $\Omega^* = S^*$ e todos os autovalores de Ω^* estão dentro do círculo unitário.

Então o limite para a equação (A.9):

$$X_t = K^* \alpha + \Omega^* X_{t-1} + \Gamma^* \varepsilon_t \quad (2.32)$$

é uma solução livre de bolha estacionária de valor real para o modelo estrutural (2.4) se e somente se ele satisfaz a seguinte condição de não-bolha:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} C_k E_t X_{t+k+1} = 0$$

Capítulo 3

Modelo Novo-Keynesiano de Economia Aberta Aplicado ao Brasil – O Problema da Amostra Pequena

3.1 Introdução

Nos últimos anos tem havido um crescente interesse em modelos Novo-Keynesianos, tanto para economias fechadas quanto para economias abertas. Esses modelos buscam estudar as diversas relações intrínsecas das economias. Tais modelos partem do comportamento otimizador intertemporal dos agentes, incorporando rigidez nominal, para encontrar, por meio de relações agregadas de todos os agentes, um equilíbrio geral dinâmico para toda a economia, com autoridade monetária e agentes privados racionais e *forward-looking*. Woodford (2003), e mais recentemente Gali (2008), utilizam as diversas abordagens dentro deste tema, mostrando resultados tanto para economias fechadas quanto para economias abertas.

Cho e Moreno (2006) mostram que tais modelos, quando estimados com séries pequenas de dados (amostra pequena), podem apresentar respostas viesadas. No Brasil tal problema poderia ser acentuado, pois as séries macroeconômicas, em particular as taxas de juros e as de inflação, apresentam-se mais estáveis apenas a partir de 1999, quando da implantação do regime de metas de inflação pelo Banco Central. Vários problemas podem ser citados ao se utilizar uma série de dados mais longa no Brasil em estudos macroeconômicos, entre eles, quebras estruturais causadas pelos mais diversos planos econômicos ocorridos antes de 1999, mudanças

metodológicas realizadas pelos institutos responsáveis pelas séries, entre outras.

Tais modelos macroeconômicos podem ser estimados com dados anteriores a essa data, mas se há ganho ao se aumentar a amostra, há perda pelas complicações econométricas necessárias aos ajustes das séries devido às quebras estruturais e às incertezas de seus valores. Dessa forma, ao se optar por uma série mais estável para a economia brasileira, deve-se estar ciente dos problemas que poderão advir da escolha de uma amostra pequena²¹.

Uma maneira de se contornar o problema da amostra pequena é utilizar um procedimento de *bootstrap*, desenvolvido por Efron (1979). Com o aumento do número de ferramentas computacionais, assim como da velocidade de processamento, o *bootstrap* tem se tornado cada vez mais popular. Essa técnica estatística foi introduzida como um modo de se calcular intervalos de confiança de parâmetros em circunstâncias em que outras técnicas não eram aplicáveis, principalmente quando se tinha amostras pequenas²². Tentava-se, com isso, o que seria desejável de se realizar na prática: a repetição do experimento. Horowitz (1996), Davidson e MacKinnon (2000) entre outros comentam tal técnica estatística em seus trabalhos.

Este capítulo expande o modelo do capítulo anterior e busca verificar se a aplicação desses modelos Novo-Keynesianos para a economia brasileira, utilizando uma modelagem de economia pequena e aberta, pode apresentar

²¹ Campos e Ericsson (1999) mostram que é possível, em determinadas condições (ver seção 1.3), encontrar melhores resultados em amostras muito pequenas do que em amostras maiores.

²² Maiores detalhes podem ser encontrados também em Efron e Tibshirani (1993).

respostas viesadas causadas pela amostra pequena, quando estimada com dados a partir de 1999.

Para isso serão estimados, a partir de McCallum e Nelson (1999), com a introdução de uma variável referente a formação de hábito do consumo, que irá proporcionar termo de inércia no hiato do produto, os parâmetros estruturais de um sistema de equações Novo-Keynesiano para o Brasil, aqui tratado como sendo uma economia pequena e aberta. A introdução da formação de hábito do consumo à *la* Fuhrer (2000) na equação de demanda agregada tem como objetivo incorporar à esta equação um termo de inércia. A abordagem restante será a mesma dos trabalhos nesta área.

Os parâmetros estruturais da economia brasileira serão estimados com dados de 1999 a 2007 a partir de uma modelagem econométrica de Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML – do inglês *Full Information Maximum Likelihood*).

Utilizando-se Expectativas Racionais, pode-se transformar o sistema de equações Novo-Keynesiano com os parâmetros estruturais estimados em um VAR, de maneira a comparar os valores previstos pelo modelo com os dados reais.

Finalmente, devido ao possível problema da pequena amostra já relatado, faz-se um exercício de *bootstrap* de forma a confirmar os parâmetros do modelo Novo-Keynesiano de economia aberta aplicado ao Brasil estimados por FIML. Cho e Moreno (2006) também aplicam tal técnica estatística com o mesmo objetivo em seu modelo Novo-Keynesiano de economia fechada com amostra pequena para a economia americana. A diferença neste capítulo é que

a modelagem de economia aberta Novo-Keynesiana aqui desenvolvida apresenta duas das variáveis exógenas, referentes à economia externa.

Este capítulo está dividido em seis partes, além dessa introdução. Na primeira parte serão desenvolvidas as diversas equações do modelo, as quais incluem uma equação para a demanda agregada, uma equação para a oferta agregada, que é a curva de Phillips, uma equação que descreve a regra de política monetária supostamente seguida pela autoridade monetária e, finalmente, uma equação da paridade descoberta da taxa de juros. Na segunda seção mostra-se o modelo econométrico a ser utilizado na estimação dos parâmetros estruturais do sistema de equações desenvolvidos na seção anterior. As séries utilizadas são descritas na terceira seção. As estimativas dos parâmetros estruturais são mostradas e comentadas na quarta seção. Além disso é apresentado o modelo em sua forma matricial e, utilizando Expectativas Racionais, uma forma reduzida VAR é desenvolvida. A partir da forma reduzida são feitas comparações entre o modelo e os dados reais. Na seção seguinte apresenta-se o procedimento de *bootstrap* e seus resultados são comentados. Finalmente, a última seção apresenta as conclusões.

3.2. O Modelo Novo-Keynesiano para uma Economia Pequena e Aberta.

A modelagem teórica segue o padrão dos trabalhos atuais em modelos Novo-Keynesianos para economias pequenas e abertas, como Monacelli (2005), Bergin (2003), Clarida et al. (2001, 2002), Obstfeld e Rogoff (2000) e Svensson (2000), no qual os agentes da economia, racionais e *forward-looking*, otimizam seus comportamentos intertemporalmente. A partir dessas premissas, podem ser encontradas as equações que caracterizam esses modelos, quais

sejam uma equação de demanda agregada, uma curva de Phillips, uma regra de política monetária e uma condição de paridade descoberta de taxa de juros. Esta seção subdivide-se em quatro partes, uma para cada equação do modelo Novo-Keynesiano a ser seguido neste capítulo.

3.2.1. Equação de demanda agregada

Para a demanda agregada, a curva IS a ser encontrada é baseada em McCallum e Nelson (1999 e 2000). Leu (2006) descreve uma curva de demanda agregada desse tipo, mas sem a formação de hábito no consumo, constante no modelo de Fuhrer (2000), e apresentado neste capítulo. Este trabalho contribui para a teoria introduzindo a formação de hábito no consumo com o objetivo de adicionar uma certa inércia à curva de demanda agregada. Com isso torna-se possível comparar os resultados encontrados neste capítulo com os resultados apurados no capítulo 2, quando estudada a economia brasileira como se fechada.

O modelo é o de uma economia pequena e aberta com infinitos agentes que maximizam suas utilidades intertemporalmente. A função utilidade é separável nos termos referentes ao consumo e ao saldo de moeda real. O consumo é caracterizado com formação de hábito externo. A formação de hábito de consumo melhora o comportamento dinâmico de curto-prazo do modelo tanto qualitativamente como estatisticamente, conforme mostrado em Fuhrer (2000). Então, os agentes maximizam:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \psi^j \left[\left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right) \left(\frac{C_{t+j}}{X_{t+j}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} + \left(\frac{1}{1-\gamma} \right) \left(\frac{M_{t+j}}{P_{t+j}} \right)^{1-\gamma} \right] \quad (3.1)$$

onde C_t é o nível de consumo em t , σ é a elasticidade de substituição, com $\sigma > 0$, $\gamma > 0$, $\sigma \neq 1$, $\gamma \neq 1$ ψ é o fator de desconto intertemporal, com $\psi \in (0,1)$, M_t é o saldo de moeda nominal em t , P_t é o nível de preços em t , $\tau \neq 1$ e X_t é o nível do hábito de consumo externo, externo no sentido do agente não considerá-lo como argumento para maximizar sua função utilidade. Assume-se que $X_t = C_{t-1}^h$ *ex-post*, onde $h > 0$ mede o quão forte é este hábito. O consumo em (1) é o consumo de cada agente dos bens domesticamente produzidos. Tais bens são diferenciados entre eles e esse consumo é dado por uma agregação do tipo Dixit-Stiglitz:

$$C_t = \left[\int_0^1 C_{zt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3.2)$$

sendo C_{zt} o consumo do agente no período t do bem z , com a elasticidade-preço da demanda por cada bem diferenciado $\theta > 1$. O índice de preços agregado é dado por:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{zt}^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3.3)$$

onde P_{zt} é o preço em t do bem z .

Os agentes consomem um agregado de todos os bens da economia, mas produzem apenas um bem específico, usando para isso uma função de produção com elasticidade de substituição constante (CES). Tal função de produção leva em conta o trabalho do agente e os bens intermediários importados, os quais são utilizados na produção:

$$Y_t = [\alpha(A_t N_t)^v + (1 - \alpha)(IM_t)^v]^{\frac{1}{v}} \quad (3.4)$$

onde Y_t é o nível de produto em t , A_t é um choque tecnológico em t presente na função de produção de todos os agentes da economia, N_t é a quantidade de trabalho necessária em t para produzir o nível de produto Y_t , e IM_t é a quantidade de bens intermediários adquiridos no exterior em t usados para a produção de Y_t . Ainda, $\alpha \in (0,1]$ e $v \in (-\infty, \infty)$. Cada agente é um produtor monopolístico e escolhe o preço de venda de seu produto P_{zt} . Ao mesmo tempo, para seu consumo, ele adquire outros bens ao nível de preços agregado P_t , à taxa de câmbio nominal S_t , expresso como unidade de moeda doméstica em relação à unidade de moeda externa, e ao nível de preços agregado externo P_t^* , que são dados. Como os agentes vendem seus bens sem discriminação de preço, tanto no mercado doméstico quanto no mercado externo, eles se confrontam com duas diferentes curvas de demanda, a doméstica, D_t , e a externa, EX_t .

Como é regra nesses modelos, a força de trabalho é imóvel e cada agente é dotado de uma unidade de trabalho potencial em cada período e a oferta inelasticamente ao mercado de trabalho. Assume-se que tanto o governo doméstico quanto o externo não possuem dívidas, mas que cada país possui um mercado de títulos privado. Assim, os agentes domésticos têm acesso a esse mercado interno onde podem vender ou comprar títulos domésticos, denominados de B_t , por $(1 + r_t)^{-1}$ unidades de produto doméstico em t , o qual gera o valor de 1 unidade de produto doméstico em $t+1$, sendo r_t a taxa de juros real doméstica. O mesmo ocorre com os agentes externos que têm acesso ao mercado de títulos externo e que podem comprar e vender títulos denominados em seus próprios produtos, B_t^* , por $(1 + r_t^*)^{-1}$ unidades de produto externo em t , o qual gera o valor de 1 unidade de produto externo em

$t+1$, onde r_t^* é a taxa de juros real externa. Os agentes domésticos têm acesso ao mercado de títulos externos também. No entanto, pagam $(1 + \kappa_t)^{-1}(1 + r_t^*)^{-1}$ unidades de produto externo em t , que gerará 1 unidade de produto externo em $t+1$, onde k_t é um termo aleatório de risco.

Os agentes recebem uma transferência do tipo *lump sum* referente à renda de *seigniorage* do governo:

$$TR_t = \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (3.5)$$

Finalmente, a restrição orçamentária dos agentes, em termos reais, é dada por:

$$\begin{aligned} \frac{P_{zt}D_t}{P_t} + \frac{P_{zt}EX_t}{P_t} + \frac{W_t N_t^S}{P_t} + TR_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + B_t + Q_t B_t^* = \\ = C_t + \frac{W_t N_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} + Q_t IM_t + \frac{B_{t+1}}{1+r_t} + \frac{Q_t B_{t+1}^*}{(1+k_t)(1+r_t^*)} \end{aligned} \quad (3.6)$$

onde W_t é o salário nominal em t , $Q_t = (S_t P_t^* / P_t)$ é a taxa de câmbio real e N_t^S é a oferta de trabalho.

O problema do agente então é dado pela maximização de (3.1) sujeito às restrições (3.4) e (3.6).

As condições de primeira ordem, com ξ_t e φ_t multiplicadores de Lagrange para (3.4) e (3.6), respectivamente, são dadas por:

$$C_t^{-\frac{1}{\sigma}} C_{t-1}^{h(1-\sigma/\sigma)} = \varphi_t \quad (3.7)$$

$$\beta(1 + r_t) E_t \varphi_{t+1} = \varphi_t \quad (3.8)$$

$$\beta(1 + \kappa_t)(1 + r_t^*) E_t \varphi_{t+1} Q_{t+1} = \varphi_t Q_t \quad (3.9)$$

$$\xi_t \alpha Y_t A_t^v N_t^{v-1} P_t = \varphi_t W_t \quad (3.10)$$

$$\xi_t(1 - \alpha)Y_t^{1-v}IM_t^{v-1} = \varphi_t Q_t \quad (3.11)$$

Substituindo (3.7) em (3.8) tem-se:

$$\beta(1 + r_t)E_t C_{t+1}^{-1/\sigma} C_t^{h(1-\sigma/\sigma)} = C_t^{-\frac{1}{\sigma}} C_{t-1}^{h(1-\sigma/\sigma)}$$

Tomando-se o logaritmo dos dois lados, pode-se encontrar a alocação intertemporal ótima do consumo:

$$c_t = \frac{1}{h(1-\sigma)+1} E_t c_{t+1} + \frac{h(1-\sigma)}{h(1-\sigma)+1} c_{t-1} - \frac{\sigma}{h(1-\sigma)+1} \ln \beta - \frac{\sigma}{h(1-\sigma)+1} r_t \quad (3.12)$$

onde $z_t = \ln Z_t$.

Definindo $\mu = 1/(h(1 - \sigma) + 1)$ tem-se:

$$c_t = \mu E_t c_{t+1} + (1 - \mu) c_{t-1} - \sigma \mu \ln \beta - \sigma \mu r_t \quad (3.13)$$

Para encontrar a função demanda dos bens importados, toma-se o logaritmo de (3.11):

$$im_t = \frac{1}{1-v} \ln \left(\frac{\xi_t}{\varphi_t} \right) + \frac{1}{1-v} \ln(1 - \alpha) + y_t - \frac{1}{1-v} q_t \quad (3.14)$$

Definindo-se a elasticidade de substituição entre os bens intermediários importados e o trabalho como $a_0 = 1/1 - v$ e fazendo também $a_1 = a_0 \ln(\xi_t/\varphi_t) + a_0 \ln(1 - \alpha)$, tem-se:

$$im_t = a_1 + y_t - a_0 q_t \quad (3.15)$$

Simetricamente, a função demanda de exportação é assumida como:

$$ex_t = y_t^* - a_0^* q_t \quad (3.16)$$

Considera-se que o nível do produto natural é totalmente flexível ao preço. Dado que no estado estacionário tem-se, a partir de (3.4):

$$\bar{Y} = [\alpha \bar{A}^\nu + (1 - \alpha) \bar{M}^\nu]^{\frac{1}{\nu}} \quad (3.17)$$

onde \bar{Z} denota o valor de Z no estado estacionário e a condição de equilíbrio do mercado de trabalho em todo nível do produto natural é $N_t = 1$. Logo, pode-se encontrar o nível do produto natural fazendo-se a aproximação log-linear da função de produção doméstica:

$$\bar{y}_t = (1 - \Lambda) \bar{a}_t + \Lambda \bar{m}_t \quad (3.18)$$

onde $\Lambda \equiv (1 - \alpha) (\bar{M} / \bar{Y})^\nu$.

Leu (2006) mostra que sob preços flexíveis, a relação (φ_t / ξ_t) é constante e igual a $\theta / (\theta - 1)$. Utilizando-se dessa informação, pode-se encontrar, a partir de (3.15), que o valor de \bar{m}_t condicional ao valor da taxa de câmbio real é dado por:

$$\bar{m}_t = \bar{y}_t - \varpi q_t \quad (3.19)$$

Logo, juntando-se (3.18) e (3.19) tem-se:

$$\bar{y}_t = \bar{a}_t - \omega q_t \quad (3.20)$$

onde $\omega = [\varpi \Lambda / (1 - \Lambda)]$. Pode-se ver então que o logaritmo do produto é uma função tanto do choque tecnológico como da taxa de câmbio real.

Assumindo-se que o investimento e o capital são exógenos e desconsiderando os gastos do governo, a condição de equilíbrio para o mercado de bens é dada por:

$$y_t = \kappa_1 c_t + \kappa_2 ex_t \quad (3.21)$$

onde κ_1 e κ_2 são as relações entre os bens consumidos e o produto e os bens exportados e o produto, no estado estacionário, respectivamente.

Substituindo-se (13) e (16) em (21) então tem-se:

$$y_t = \kappa_1(\mu E_t y_{t+1} + (1 - \mu)y_{t-1} - \sigma \mu \ln \beta - \sigma \mu r_t) + \kappa_2(y_t^* - a_0^* q_t) \quad (3.22)$$

Definindo-se o hiato do produto como $x_t = y_t - \bar{y}_t$ e utilizando-se (3.20), pode-se, finalmente, encontrar a curva IS que descreve a demanda agregada desta economia aberta:

$$x_t = \alpha_{IS} + \mu E_t x_{t+1} + (1 - \mu)x_{t-1} - \phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta(s_t + p_t^* - p_t) + \varepsilon_{IS,t} \quad (3.23)$$

onde $\alpha_{IS} = -\kappa_1 \sigma \mu \ln \beta$, $\phi = \kappa_1 \sigma \mu$, $\eta = (\omega + \kappa_2 a_0^*)$ e $\varepsilon_{IS,t} = \mu E_t \bar{y}_{t+1} + (1 - \mu)\bar{y}_{t-1} - a_t + \kappa_2(y_t^* - \mu E_t ex_{t+1} - (1 - \mu)ex_{t-1})$. Importante salientar em (3.23) que a taxa de juros real é definida como $r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$, onde i_t é a taxa de juros nominal e $\pi_{t+1} = p_{t+1} - p_t$ é a taxa de inflação em $t+1$. Além disso, a taxa de câmbio real é definida como uma relação entre a taxa de câmbio nominal, s_t , e os preços doméstico e externo. O termo $\varepsilon_{IS,t}$ é o choque de demanda agregada na economia.

A curva IS definida em (3.23) é próxima à encontrada em Cho e Moreno (2006) para uma economia fechada. Mas como neste estudo trabalha-se com uma economia aberta, a demanda agregada apresenta um termo referente ao mercado externo, dado pela taxa de câmbio real, a qual afeta o produto interno.

Analisando-se a curva IS, pode-se ver que ela possui termos referentes tanto ao hiato do produto passado como ao valor esperado do hiato do produto futuro. A inércia causada pelo hiato do produto passado aparece devido à

inserção de formação de hábito do consumo no modelo, o que faz com que essa equação seja mais completa do que a encontrada em Leu (2006).

3.2.2. Curva de Phillips

A curva de oferta agregada, a qual mostra a dinâmica da inflação no curto prazo, será caracterizada por uma curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida, derivada a partir do modelo de preços nominais sobrepostos de Calvo (1983):

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda x_t + \varepsilon_{AS,t} \quad (3.24)$$

A rigidez nos preços faz com que apareça um termo referente à inércia inflacionária. A inflação atual depende tanto da inflação esperada futura como da inflação passada, com pesos δ e $(1 - \delta)$, respectivamente. O termo λ é chamado de parâmetro da curva de Phillips e mede a resposta da inflação atual ao hiato do produto.

3.2.3. Regra de política monetária

Uma regra de política monetária *forward-looking*, como proposta em Clarida et al. (2000), será utilizada para descrever a função de reação da autoridade monetária, dada por:

$$i_t = \alpha_{MP} + \rho i_{t-1} + (1 - \rho) [\beta E_t \pi_{t+1} + \gamma x_t] + \varepsilon_{MP,t} \quad (3.25)$$

Assume-se que a autoridade monetária responde ao valor esperado da inflação futura e ao hiato do produto contemporâneo. Caso a autoridade

monetária trabalhe com políticas de estabilização da inflação e do hiato do produto, é esperado que β e γ sejam maiores que zero.

3.2.4. Paridade descoberta da taxa de juros

Para fechar um modelo de economia aberta deve-se incluir, como é padrão em trabalhos deste tipo, a paridade descoberta da taxa de juros, que é uma formulação da lei do preço único para ativos domésticos e externos, que pressupõe perfeita mobilidade de capitais, eliminando-se a possibilidade de ganhos com arbitragem. Definem-se as taxas de juros reais externas da mesma forma que a taxa de juros real doméstica, $r_t^* = i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*$. Logo, juntando as equações (3.8) e (3.9) e por meio de uma aproximação de primeira ordem tem-se:

$$s_t = E_t s_{t+1} - (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{PD,t} \quad (3.26)$$

onde $\varepsilon_{PD,t} = \kappa_t$ é o prêmio de risco.

3.3. Metodologia Econométrica

Lindé (2005) demonstra, utilizando simulações de Monte Carlo, que estimativas utilizando Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML) para curvas de Phillips Novo-Keynesianas apresentam melhores resultados do que outras modelagens econométricas, em especial, Métodos dos Momentos Generalizados (GMM – *Generalized Method of Moments*). Uma estimação por FIML tem a vantagem de permitir a interação entre os diversos agentes econômicos: consumidores, firmas e autoridade monetária. Assume-se

então que há uma simultaneidade entre os comportamentos dos agentes privados e o banco central. Para tal estimação assume-se normalidade dos erros estruturais.

Desta forma, os parâmetros estruturais das equações (3.23), (3.24), (3.25) e (3.26), que caracterizam o modelo Novo-Keynesiano para uma economia pequena e aberta deste capítulo, serão estimados por tal metodologia. A função de Verossimilhança a ser utilizada neste capítulo é a mesma apresentada em Cho e Moreno (2006).

3.4. Séries Utilizadas

Para a estimação do modelo foram utilizados dados trimestrais da economia brasileira e americana, a qual servirá de *proxy* para a economia mundial. As séries são do primeiro trimestre de 1999 ao quarto trimestre de 2007. A escolha do período deveu-se ao fato de se priorizar um período pós-Plano Real e, principalmente, um período após a significativa mudança no regime cambial brasileiro. Para a economia brasileira, o hiato do produto utilizado foi a série de Produto Interno Bruto (PIB) – indústria, dessazonalizado²³. A série mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi escolhida para os preços e a inflação domésticos, pois tal índice é o utilizado como parâmetro pelo Banco Central no cálculo da meta inflacionária. Já para a taxa de juros doméstica, a série utilizada foi o valor da taxa Selic diária. A série para a taxa de câmbio nominal (relação Real/Dólar americano) utilizada foi a média mensal para compra. Para a economia americana, a série de preços utilizada foi a de índice de preços ao consumidor mensal (CPI –

²³ O hiato foi calculado utilizando-se filtro HP, com auxílio de software econométrico.

Consumer Price Index for all Urban Consumers). Para a taxa de juros, utilizouse a taxa efetiva dos fundos federais (*Effective Federal Funds Rate*) mensal. Todas as séries podem ser encontradas nos sítios do Banco Central do Brasil e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)²⁴.

3.5. Resultados Assintóticos

Esta seção é dividida em 2 subseções. Na primeira são apresentados e comentados os resultados encontrados das estimativas por FIML para o modelo Novo-Keynesiano desenvolvido na seção 2. Em uma segunda parte, mostra-se que com os resultados encontrados é possível, aplicando uma modelagem de expectativas racionais, descrever o modelo estrutural em um modelo VAR. A partir de tal modelagem, faz-se alguns exercícios de forma a caracterizar os valores estimados.

3.5.1. Estimação do modelo Novo-Keynesiano por FIML

Nesta subseção são mostrados e comentados os resultados encontrados da estimação do modelo Novo-Keynesiano estrutural desenvolvido na seção 2, juntamente com os respectivos erros-padrão. A estimativa foi realizada por Máxima Verossimilhança com Informação Completa. Os resultados podem ser vistos na tabela 3.1.

²⁴ Endereço dos sítios: www.bcb.gov.br e www.ipeadata.gov.br.

Tabela 3.1 – Estimação por FIML

Parâmetro	Estimação* (erro padrão)
δ	0,58218 (0,36902)
λ	4,44652 (7,84144)
μ	0,66524 (0,25942)
ϕ	-0,15776 (0,08622)
η	1,46955 (0,56175)
ρ	0,46131 (0,45032)
β	2,74682 (0,89443)
γ	36,70356 (29,54677)

* sistema: $\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda x_t + \varepsilon_{AS,t}$,
 $x_t = \mu E_t x_{t+1} + (1 - \mu) x_{t-1} - \phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta(s_t + p_t^i - p_t) + \varepsilon_{IS,t}$ e
 $i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\beta E_t \pi_{t+1} + \gamma x_t] + \varepsilon_{MP,t}$.

Dessa estimativa pode-se ver que os parâmetros estão coerentes com resultados anteriores encontrados, como em Cho e Moreno (2006) e Leu (2006). O parâmetro δ da curva de Phillips foi significativa a 10% e teve valor estimado ligeiramente superior a 0,5, mostrando que a inflação atual neste modelo é afetada mais fortemente pela previsão de inflação futura do que pela inflação passada. O parâmetro da curva de Phillips λ , o qual mede a resposta da inflação ao hiato do produto não foi significativa, mas apresentou sinal

positivo como era esperado²⁵. A estimação dos parâmetros da equação de demanda agregada mostrou que o hiato do produto é impactado mais fortemente pelo hiato do produto esperado futuro do que pelo hiato passado. Tal conclusão pode ser feita pelo valor encontrado de μ , o qual foi significativo a 1% e apresentou valor acima de 0,5. O parâmetro ϕ apresentou sinal contrário ao esperado, mas o parâmetro referente ao impacto da economia externa no hiato do produto, η , foi significativo a 1% e apresentou valor coerente à teoria.

Quanto aos parâmetros estimados da regra de política monetária, pode-se ver que o parâmetro referente a resposta da autoridade monetária à inflação esperada, β , o qual foi significativo a 1%, apresentou valor acima de 2, mostrando que a Autoridade Monetária reage de forma enérgica aos aumentos de inflação esperada. Este valor foi superior ao valor encontrado quando da modelagem de economia fechada para o Brasil²⁶. Tal diferença pode ser creditada à necessidade de uma ação mais forte da autoridade monetária quando a economia é afetada por choques externos. No período estudado, as variáveis macroeconômicas internas apresentaram comportamento estável, o que pode ter feito com que choques nas variáveis macroeconômicas externas se sobressaíssem.

3.5.2. Solução do Modelo por Expectativas Racionais

As equações (3.23), (3.24), (3.25) e (3.26) podem ser apresentadas no seguinte formato matricial, desconsiderando-se os interceptos:

$$AW_t = BE_tW_{t+1} + CW_{t-1} + DZ_t + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

²⁵ Sobre a significância de tal parâmetro, olhar explicações na seção 2.6.

²⁶ Ver seção 2.6. Quando da modelagem de economia fechada para o Brasil, o valor encontrado do parâmetro β foi 1,817.

onde $W_t = \begin{bmatrix} x_t \\ \pi_t \\ i_t \\ s_t \end{bmatrix}$ é o conjunto de variáveis endógenas e $Z_t = \begin{bmatrix} p_t^* \\ p_t \\ i_t^* \end{bmatrix}$ é a variável

exógena. As matrizes de coeficientes são dadas por:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \phi & -\eta \\ -\lambda & 1 & 0 & 0 \\ -(1-\rho)\gamma & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} \mu & \phi & 0 & 0 \\ 0 & \delta & 0 & 0 \\ 0 & (1-\rho)\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} (1-\mu) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & (1-\delta) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\text{e } D = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}. \text{ A matriz de erros é dada por } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{IS,t} \\ \varepsilon_{AS,t} \\ \varepsilon_{MP,t} \\ \varepsilon_{PD,t} \end{bmatrix}.$$

A equação (3.27) pode ser representada em uma forma reduzida considerando-se equilíbrio de expectativas racionais, com matrizes computadas numericamente utilizando método de decomposição de matrizes generalizadas de Schur (QZ), o qual é mostrado em Sims (2001). Dessa forma, (3.27) é representada como um VAR com defasagem de um período e contendo variáveis endógenas (inflação, hiato do produto, taxa de juros e taxa de câmbio) e exógenas (nível de preços do Brasil e nível de preços e taxa de juros do exterior) e tal modelagem dirige a dinâmica do modelo:

$$W_{t+1} = \Delta + \Omega W_t + \Upsilon Z_t + \Gamma \varepsilon_{t+1} \quad (3.28)$$

$$\text{onde } \Delta = \begin{bmatrix} 0,475 \\ 5,876 \\ 18,962 \\ 0,522 \end{bmatrix} \quad \Omega = \begin{bmatrix} 0,012 & -0,017 & -0,018 & 0 \\ 0,053 & 0,472 & -0,113 & 0 \\ 0,235 & -0,005 & 0,023 & 0 \\ -0,242 & 0,017 & -0,021 & 0 \end{bmatrix},$$

$$\Upsilon = \begin{bmatrix} -0,053 & 0,053 & 0,053 \\ -0,232 & 0,232 & 0,232 \\ -1,035 & 1,035 & 1,035 \\ 1,066 & -1,066 & -1,066 \end{bmatrix} \quad \text{e}$$

$$\Gamma = \begin{bmatrix} 0,036 & -0,040 & -0,039 & 0,053 \\ 0,157 & 1,130 & -0,244 & 0,232 \\ 0,703 & -0,011 & 0,051 & 1,035 \\ -0,724 & 0,040 & -0,046 & -0,066 \end{bmatrix}.$$

A modelagem na forma reduzida (3.28) será utilizada para comparar os valores previstos no modelo com os dados reais, além de ser utilizada para gerar as funções de impulso-resposta.

A tabela 3.2 apresenta a autocorrelação serial para até quatro defasagens para os choques das equações do modelo estrutural Novo-Keynesiano.

Tabela 3.2 - Autocorrelações dos choques estruturais do modelo Novo-Keynesiano

$lag = i$	$\varepsilon_{AS,t}, \varepsilon_{AS,t-i}$	$\varepsilon_{IS,t}, \varepsilon_{IS,t-i}$	$\varepsilon_{MP,t}, \varepsilon_{MP,t-i}$	$\varepsilon_{PD,t}, \varepsilon_{PD,t-i}$
1	-0,3335	0,2146	0,1264	0,8682
2	-0,2309	-0,0180	0,0319	0,5883
3	0,0332	-0,0868	0,0915	0,3550
4	0,1015	-0,2254	-0,1918	0,1630

A tabela 3.3 mostra as correlações cruzadas contemporâneas entre os choques das equações do modelo estrutural Novo-Keynesiano.

Tabela 3.3 - Correlação cruzada contemporânea entre os choques estruturais do modelo Novo-Keynesiano

$\varepsilon_{AS,t}, \varepsilon_{IS,t}$	$\varepsilon_{AS,t}, \varepsilon_{MP,t}$	$\varepsilon_{AS,t}, \varepsilon_{PD,t}$	$\varepsilon_{IS,t}, \varepsilon_{MP,t}$	$\varepsilon_{IS,t}, \varepsilon_{PD,t}$	$\varepsilon_{MP,t}, \varepsilon_{PD,t}$
-0,2319	0,2672	0,0403	-0,6102	-0,5623	-0,2004

As tabelas 3.4 e 3.5 apresentam alguns testes de diagnóstico dos choques estruturais. Na tabela 3.4 é apresentada a estatística-Q de *Ljung-Box* para a autocorrelação, enquanto que na tabela 3.5 é testada a normalidade desses choques por meio de um teste de Jarque-Bera.

Pode-se ver pelas tabelas 3.4 e 3.5 que os testes dos resíduos rejeitam a hipótese de normalidade para os choques estruturais. Esse resultado já era esperado por se trabalhar com amostra pequena e por ser a especificação do VAR simples para a complexidade da economia. Tais resultados também são

encontrados desta forma em Cho e Moreno (2006) para a economia americana.

Tabela 3.4 - Ljung-Box Q-Estatística para os choques estruturais do modelo Novo-Keynesiano

Lag	$Q(AS_t)$	$pval(AS_t)$	$Q(IS_t)$	$pval(IS_t)$	$Q(MP_t)$	$pval(MP_t)$	$Q(PD_t)$	$pval(PD_t)$
1	4,209	(0,040)	1,542	(0,214)	0,555	(0,456)	18,903	(0,000)
2	6,287	(0,043)	1,560	(0,458)	0,588	(0,745)	26,178	(0,000)
3	6,330	(0,097)	1,851	(0,604)	0,889	(0,828)	28,482	(0,000)
4	6,753	(0,150)	3,552	(0,470)	2,329	(0,676)	28,824	(0,000)

Tabela 3.5 - Teste de Jarque-Bera para os choques estruturais do modelo Novo-Keynesiano

$JB(AS_t)$	$pval(AS_t)$	$JB(IS_t)$	$pval(IS_t)$	$JB(MP_t)$	$pval(MP_t)$	$JB(PD_t)$	$pval(PD_t)$
3,329	(0,189)	1,841	(0,398)	2,320	(0,313)	5,534	(0,062)

As figuras 3.1 a 3.4 comparam os valores previstos pelo modelo com os valores reais de hiato do produto, inflação, taxa de juros e taxa de câmbio no Brasil no período mensurado. Pode-se ver que os valores do modelo ficaram próximos aos valores reais da economia brasileira. A exceção foi a modelagem que descreve a dinâmica da taxa de câmbio. Tal problema pode ser causado pela hipótese de normalidade dos erros devido ao pequeno tamanho da amostra no período utilizado, de 1999 a 2007.

Figura 3.1 - Inflação - Comparação entre os valores Previstos pelo modelo e a série real

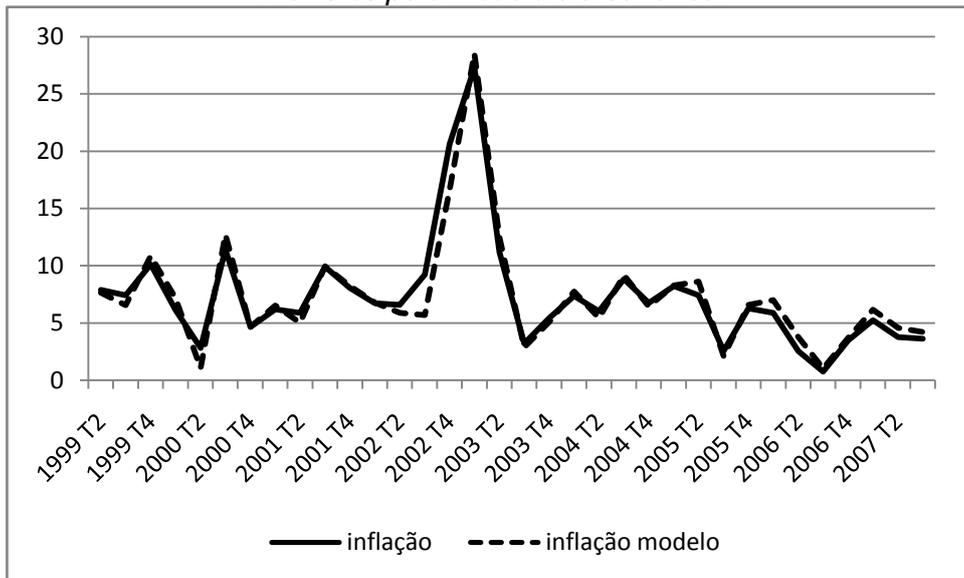


Figura 3.2 - Hiato do produto - Comparação entre os valores previstos pelo modelo e a série real



Figura 3.3 - Taxa de juros – Comparação entre os valores previstos pelo modelo e a série real

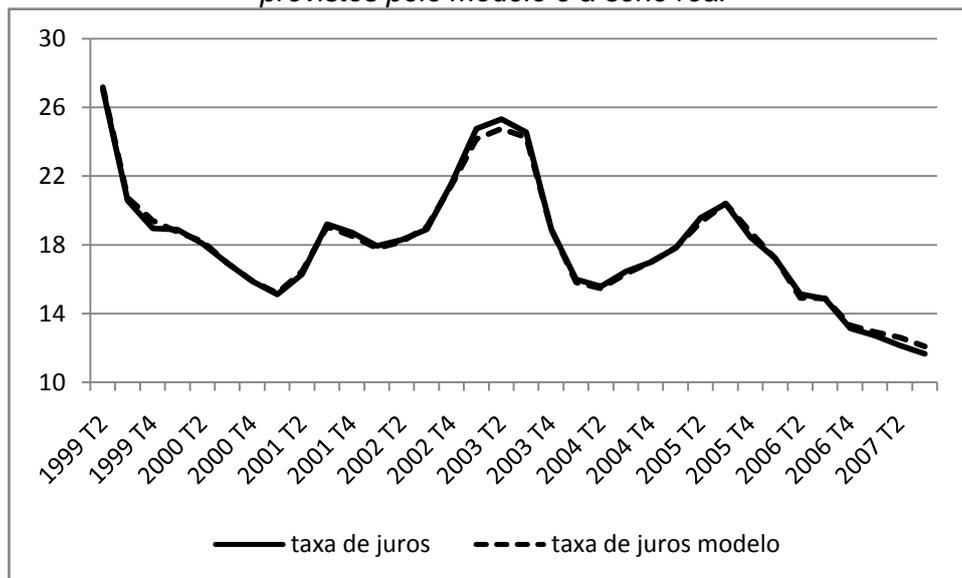
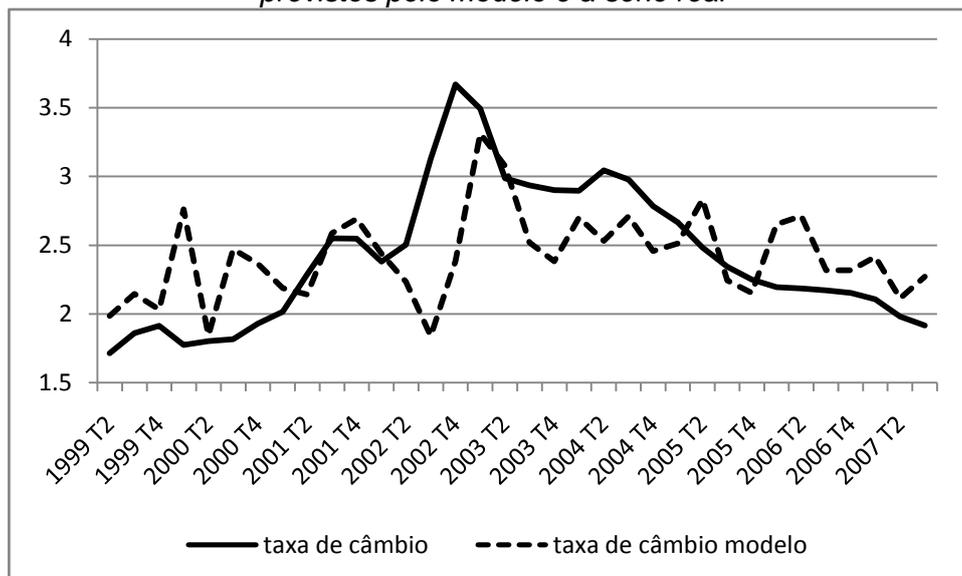


Figura 3.4 - Taxa de câmbio - comparação entre os valores previstos pelo modelo e a série real



3.6. Resultados Empíricos

Como a amostra é relativamente curta, a inferência baseada apenas na distribuição assintótica pode apresentar erros. De forma a dar uma inferência mais precisa de maneira a validar os parâmetros estruturais estimados em seção anterior, será utilizada a técnica estatística de *bootstrap*, criada por Efron

no fim dos anos 70, mas que por causa da tecnologia computacional da época se tornou popular apenas nos anos 90.

Cho e Moreno (2006) realizam tal experimento em um modelo de economia fechada para os Estados Unidos. A diferença aqui é que duas das variáveis observadas nesta modelagem são dadas exogenamente. MacKinnon (2002) diz que o problema de se utilizar o procedimento de *bootstrap* em modelos de equações simultâneas é a dificuldade em se gerar as séries das variáveis endógenas. Na presente modelagem todas as variáveis endógenas são geradas pelo próprio modelo, mas utilizando como base a série observada das variáveis exógenas.

Esta seção apresenta, primeiramente, como o procedimento de *bootstrap* foi realizado e, depois, apresenta as distribuições de probabilidade empírica dos parâmetros estimados do modelo Novo-Keynesiano.

3.6.1. O Procedimento de *Bootstrap*

O modelo estrutural que foi utilizado para a análise de Bootstrap é o da equação (3.28). Esta equação pode ser apresentada com um período de defasagem:

$$W_t = \Delta + \Omega W_{t-1} + \Upsilon Z_{t-1} + \Gamma \varepsilon_t \quad (3.29)$$

Para a hipótese nula, será estimado um VAR irrestrito com as mesmas características de (3.28), com um período de defasagem e com as mesmas variáveis endógenas e exógenas²⁷. Logo, o modelo VAR será dado por:

²⁷ O modelo VAR utilizado com apenas um período de defasagem provavelmente não é o com melhores respostas econométricas dado o período das observações. Este modelo é utilizado apenas por sua semelhança com o modelo estrutural dado pela equação (3.29).

$$W_t = A + BW_{t-1} + CZ_{t-1} + v_t \quad (3.30)$$

Considerando-se que a matriz de covariâncias dos erros estruturais é dada por $Var(\varepsilon_t) = \Psi$, tem-se que $Var(\Gamma\varepsilon_t) = \Gamma\Psi\Gamma'$. Considere-se também que $Var(v_t) = \Lambda$. Logo, para o procedimento de *bootstrap*, a hipótese utilizada é a que $\Gamma\Psi\Gamma' = \Lambda$.

Logo, o modelo estrutural pode ser representado, dado que é possível substituir $\varepsilon_t = \sqrt{\Psi}\zeta_t$, com ζ_t tendo média zero e matriz de covariância com um nos elementos da diagonal principal. Dessa forma a equação (3.29) pode ser reescrita como:

$$W_t = \Delta + \Omega W_{t-1} + \Upsilon Z_{t-1} + \Gamma\sqrt{\Psi}\zeta_t \quad (3.31)$$

Como os termos de erro do modelo estrutural têm autocorrelação e correlação cruzada, o termo de erro do VAR é ortogonalizado por meio de uma decomposição de *Cholesky*. Dessa forma pode-se obter $Var(v_t) = \Phi\Phi' = \Lambda$, onde Φ é uma matriz triangular inferior. Faz-se isso para que \tilde{o}_t seja representado por $\Phi\xi_t$, onde ξ_t tem média zero e matriz de covariâncias com um nos elementos da diagonal principal. A equação (3.30) fica então:

$$W_t = A + BW_{t-1} + CZ_{t-1} + \Phi\xi_t \quad (3.32)$$

Finalmente, as hipóteses para o procedimento de *bootstrap* serão: $\Gamma\sqrt{\Psi} = \Phi$ e $Var(\Gamma\sqrt{\Psi}\zeta_t) = Var(\Phi\xi_t)$.

O procedimento de *bootstrap* foi realizado em 4 passos:

1. Foi realizado um sorteio dos erros do VAR, com reposição, formando-se conjuntos de 536 elementos para cada erro;

2. Com os conjuntos formados no passo 1, as matrizes dos parâmetros estimados do modelo estrutural (equação 3.29) , as séries das variáveis exógenas e os valores iniciais das variáveis endógenas, montou-se 1.000 amostras de 532 conjuntos de dados cada uma, sob a hipótese nula. Para a hipótese, utilizou-se o distúrbio ε_t , obtido no passo 1, pré-multiplicado por Φ^{-1} ;
3. Para manter o comportamento estocástico das amostras, descartou-se as 500 primeiras observações evitando-se que o valor inicial comprometa os outros valores. Ficou-se então com 1.000 amostras de 36 elementos, mesmo tamanho da amostra observada no modelo original;
4. Reestimou-se então 1.000 vezes o modelo com as amostras montadas no passo 3. Dessa forma tem-se 1.000 estimativas de cada parâmetro do modelo, tornando-se possível obter suas respectivas distribuições empíricas.

Além da média das estimativas, o qual dá um valor pontual para comparação dos resultados, pode-se calcular o intervalo de confiança pelo *bootstrap*. MacKinnon (2002) apresenta uma maneira de se calcular os limites inferior e superior dessas estimativas.

3.6.2. Distribuição de Probabilidade Empírica dos Parâmetros

Com o *bootstrap* realizado e com a estimação por FIML das 1.000 diferentes amostras pode-se construir a distribuição de probabilidades dos parâmetros do modelo Novo-Keynesiano dados pelas equações (3.23), (3.24) e

(3.25). A tabela 3.6 compara os resultados encontrados por FIML no modelo original com a média das estimativas dos parâmetros realizada após o *bootstrap*. Ainda nesta tabela, compara-se os respectivos intervalos de confiança de 95%. MacKinnon (2002) sugere uma maneira de se calcular o intervalo de confiança quando da realização do *bootstrap*.

Pela tabela 3.6 é possível ver que apesar dos valores estimados da maioria dos parâmetros serem um pouco diferente, todas as estimativas apresentaram o mesmo sinal que a média das estimativas empíricas e ficaram dentro do intervalo de confiança da distribuição de probabilidade empírica. Quanto ao viés da estimativa dos parâmetros em relação às suas respectivas médias das estimativas empíricas, não houve um padrão, alguns apresentando pequeno viés negativo enquanto que outros apresentando pequeno viés positivo.

Tabela 3.6 - Parâmetros e intervalos de confiança.

Parâmetro	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
δ	0,5821	[0,141 1,306]	0,6222	[0,233 0,771]	[0,394 0,932]
λ	4,4465	[-10,923 19,816]	4,3187	[-3,897 10,523]	[-1,630 12,766]
μ	0,6652	[0,157 1,174]	0,4617	[0,562 1,221]	[0,110 0,765]
ϕ	-0,1578	[-0,327 0,011]	-0,2038	[-0,200 0,071]	[-0,387 -0,116]
η	1,4696	[0,369 2,571]	1,3829	[0,134 2,160]	[0,780 2,747]
ρ	0,4613	[-0,421 1,344]	0,5216	[0,062 0,897]	[0,027 0,861]
β	2,7468	[0,994 4,500]	3,5737	[-1,887 3,374]	[2,134 7,381]
γ	36,7036	[-21,208 94,615]	62,6331	[-89,393 91,893]	[21,579 202,80]

Coluna (1) apresenta a estimativa por FIML; coluna (2) mostra o intervalo de 95% de confiança da estimativa por FIML; coluna (3) apresenta a média da distribuição de probabilidade empírica dos parâmetros; coluna (4) mostra o intervalo de 95% de confiança da distribuição empírica dos parâmetros, como em Mackinnon (2002); coluna (5) mostra o intervalo de 95% de confiança utilizando a distribuição empírica dos parâmetros.

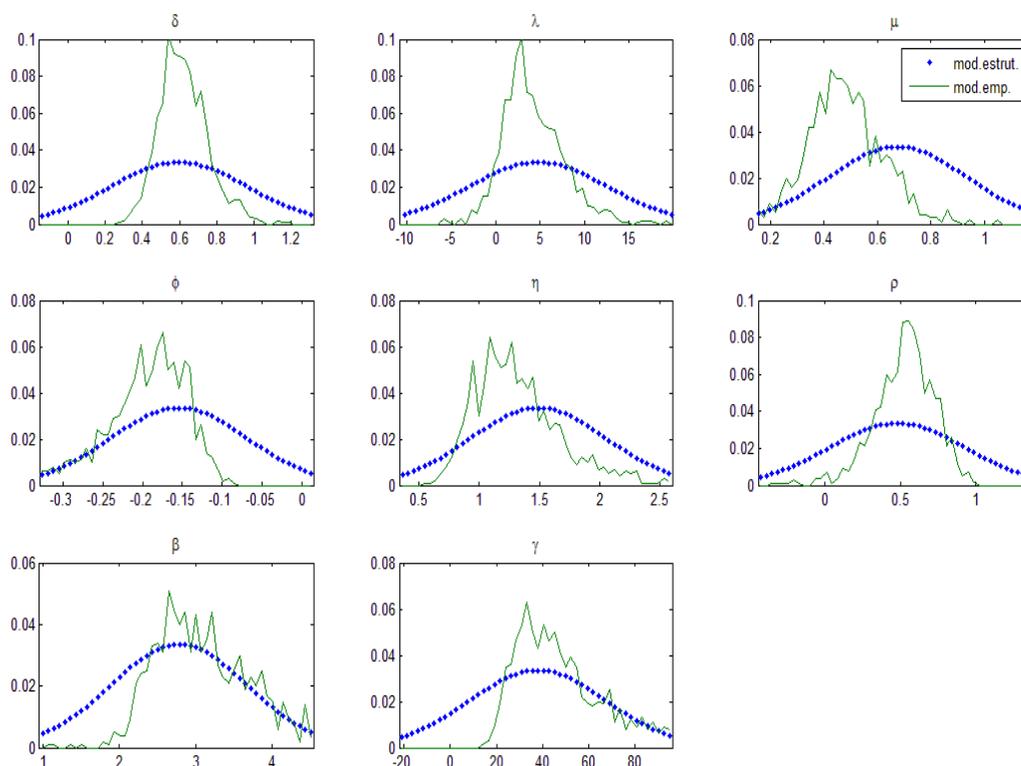
Deve-se chamar a atenção ao parâmetro β , que mede a resposta da autoridade monetária na taxa de juros em relação à inflação esperada. A média das estimativas empíricas apresentou valor bem acima do valor estimado do

modelo original. Isso poderia caracterizar uma resposta da autoridade monetária menor que a ótima para os ajustes necessários da taxa de inflação da economia. Este mesmo resultado é encontrado para a economia americana por Cho e Moreno (2006) quando utilizam para o hiato do produto retirando-se a tendência de maneira linear e de maneira quadrática. O intervalo de confiança empírico inclui 1 e é maior que o intervalo de confiança encontrado assintoticamente. Isso aumenta a incerteza quanto ao valor encontrado assintoticamente.

Importante salientar que a diferença proporcional entre o valor assintótico e o valor empírico foi maior para a economia aberta do que para a economia fechada. Enquanto que para a economia aberta, o valor empírico foi cerca de 30% maior do que o valor assintótico, para a economia fechada esse valor foi de apenas 12,5%. Essa maior diferença acentua a importância dos choques externos na economia durante o período estudado quando comparados aos valores mais estáveis da economia interna.

A figura 3.5 mostra uma comparação entre a distribuição de probabilidades assintóticas dos parâmetros do modelo estrutural, o qual tem como hipótese a normalidade, e a distribuição de probabilidades construída empiricamente com os valores estimados das amostras montadas por *bootstrap*.

Figura 3.5 - Comparação entre as distribuições de probabilidade empírica e assintótica dos parâmetros estruturais.



Pela figura 3.9 pode-se ver de maneira mais clara o viés das estimativas. Tomando o parâmetro β como referência, os valores estimados empiricamente mostraram-se mais à direita do parâmetro estimado no modelo original. Essa informação corrobora a comparação dada apenas pela média das estimativas.

3.7. Conclusões

Este capítulo buscou modelar e estimar os parâmetros de uma economia pequena e aberta sob a luz da teoria Nova-Keynesiana, utilizando-se os dados da economia brasileira no período entre 1999 e 2007. Utilizou-se um modelo de quatro equações: uma para a demanda agregada, a qual descreve a dinâmica do hiato do produto; uma para a oferta agregada, do tipo curva de Phillips, a

qual descreve a dinâmica da inflação; uma para a regra de política monetária, supostamente seguida pela autoridade monetária; e, finalmente, uma que considera a paridade descoberta da taxa de juros, a qual descreve a dinâmica da taxa de câmbio.

Os parâmetros estruturais foram estimados por Máxima Verossimilhança com Informação Completa. Os valores encontrados estão de acordo com os apresentados em trabalhos correlatos realizados com dados de outras economias.

Com os parâmetros estruturais mensurados, utilizou-se a metodologia de Expectativas Racionais para transformar o modelo em sua forma reduzida, de onde se pode verificar que os dados do modelo caracterizaram bem os dados reais, com exceção da taxa de câmbio, devido ao reduzido tamanho da série amostral.

Por meio de um estudo de *bootstrap*, montou-se, a partir das estimativas dos parâmetros estruturais e do modelo reduzido, 1.000 novas amostras empíricas.

Dessa forma pode-se construir uma nova função de distribuição de probabilidade para cada parâmetro do modelo original. Verificou-se que devido à pequena amostra do período apurado, os parâmetros estimados por Máxima Verossimilhança com Informação Completa apresentaram estimativas viesadas.

Em particular, o parâmetro que mede a resposta necessária na taxa de juros a ser dada pela autoridade monetária aos movimentos inflacionários, em um contexto mundial, com parâmetros externos impactando a economia doméstica, apresentou-se viesado para baixo. Tal resultado poderia levar a

autoridade monetária a responder de maneira mais branda que a necessária os possíveis desvios da taxa de inflação.

Quando se compara o valor da resposta da autoridade monetária na taxa nominal de juros em relação às pressões inflacionárias quando em uma modelagem de economia aberta com este mesmo valor em uma modelagem de economia fechada, nota-se que a resposta é mais forte quando a economia é afetada por choques externos.

Um dos motivos dessa maior agressividade da autoridade monetária quando em modelagem de economia aberta pode ser creditada ao fato de, no período estudado, as séries macroeconômicas internas terem se apresentado mais estáveis, o que pode ter feito com que os choques externos se sobressaíssem, forçando uma resposta mais dura do banco central aos desvios inflacionários.

Conclusões

Esta tese apresentou três estudos dentro do arcabouço da teoria Novo-Keynesiana. Tais estudos buscaram contribuir com o entendimento das relações entre as variáveis macroeconômicas, tais como taxa de juros, inflação e hiato do produto, em um contexto de economia brasileira após a implantação do regime de metas inflacionárias pelo Banco Central do Brasil em julho de 1999.

No primeiro capítulo buscou-se verificar qual metodologia econométrica, dado a pequena amostra no período estudado, apresentariam melhores resultados na estimação dos parâmetros de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana.

Utilizando-se simulações de Monte Carlo, com calibragem dos parâmetros das equações utilizadas, pode-se verificar que um método de equações simples, no exemplo GMM, por meio de variáveis instrumentais, apresentou resultados mais viesados e com maior variância do que um método que levava em consideração as interações entre todas as equações do modelo Novo-Keynesiano, no caso FIML.

No segundo capítulo, estimou-se um modelo Novo-Keynesiano de economia pequena e fechada para a economia brasileira de forma a se verificar se tal estimativa apresentaria valores viesados devido à curta amostra para o período estudado.

Estimou-se um modelo de três equações, uma para a equação de oferta, uma para a demanda agregada e uma terceira de política monetária, por FIML.

Dos parâmetros estruturais estimados foi possível, por método recursivo, encontrar um VAR(1) o qual representava a dinâmica conjunta das variáveis macroeconômicas. Utilizando-se de um exercício de *bootstrap*, pode-se verificar que os parâmetros estimados apresentavam-se viesados, podendo induzir a autoridade monetária a responder de forma menos agressiva do que a necessária às pressões inflacionárias.

No terceiro capítulo, estimou-se mais uma vez um modelo Novo-Keynesiano para a economia brasileira, mas agora para uma economia pequena e aberta, de forma a se verificar novamente se tal estimativa, neste novo contexto, também apresentaria valores viesados devido à curta amostra para o período estudado.

Novamente o modelo, agora com quatro equações, uma para a demanda agregada, uma para a oferta agregada, uma para a política monetária e uma última considerando paridade descoberta da taxa de juros, foi estimado por FIML.

A equação para a demanda agregada foi desenvolvida baseada em Leu (2006), mas com a introdução da formação de hábito no consumo com o objetivo de adicionar inércia ao hiato do produto.

Ao se realizar um novo exercício de *bootstrap* verificou-se que os parâmetros estimados assintoticamente também apresentavam-se viesados, como no caso da economia fechada.

Comparando-se os capítulos 2 e 3 pode-se notar que a resposta da autoridade monetária na taxa de juros nominal às pressões inflacionárias quando em uma economia aberta é mais de uma vez e meia mais alta do que quando em uma economia fechada, mostrando que o banco central é mais

agressivo quando a economia é impactada por choques externos. Entre as várias explicações possíveis para essa diferença está a de que no período estudado as variáveis macroeconômicas internas apresentaram-se bastante estáveis, podendo fazer com que os movimentos das variáveis externas se sobressaíssem.

Referências Bibliográficas

- [1] ADOLFSON, M., Laséen, S., Lindé, J. e Villani, M. (2005). “*The Role of Sticky Prices in An Open Economy DSGE Model: A Bayesian Investigation*”. Journal of the European Economy Association, 3.
- [2] ALMEIDA, C. L. de, Peres, M.A., Souza, G. da S., e Tabak, B. M. (2003). “*Optimal Monetary Policy Rules: the Case of Brazil*”. Banco Central do Brasil, Working Paper Series, 63.
- [3] ANDRADE, J.P. e Divino, J.A. (2001). “*Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil*”. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Texto para Discussão, 806.
- [4] ARAÚJO, M. G. D. S., Bugarin, M., Muinhos, M.K., e Silva, J. R. C. (2006). “*The Effect of Adverse Supply Shocks on Monetary Policy and Output*”. Banco Central do Brasil, Working Paper Series, 103.
- [5] AREOSA, M. B. M., Areosa, W. D., e Alves, S. A. L. (2006). “*An Estimated DSGE Model for a Small Open Economy: the Brazilian Case*”. Mimeo.
- [6] BALL, L. (1999). “*Policy rules for open economies*”. In Taylor, J.B., editor, Monetary Policy Rules. The University of Chicago Press, London.
- [7] Bank of England (1999). “*Economic Models at the Bank of England*”. Park Communications, London.
- [8] Batini, N. e Haldane, A.G. (1999). “*Forward-looking rules for monetary policy*”. In Taylor, J.B., editor, Monetary Policy Rules. The University of Chicago Press, London.

- [9] BERGIN, P. R. (2003). “*Putting the ‘New Open Economy Macroeconomics’ to a test*”, *Journal of International Economics*, 60.
- [10] BOIVIN, J. e Giannoni, M. (2002). “*Has Monetary Policy Become Less Powerful?*”, mimeo.
- [11] BONOMO, M.A. e Brito, R.D. (2002). “*Regras Monetárias e Dinâmicas Macroeconômicas no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais*”. *Revista Brasileira de Economia*, 56 (4).
- [12] CALVO, G. (1983). “*Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework*”. *Journal of Monetary Economics*, 12.
- [13] CAMPOS, J. e Ericsson, N. (1999). “*Constructive Data Mining: Modeling Consumers’ Expenditure in Venezuela*”. *Econometrics Journal*, 2.
- [14] CHO, S. e Moreno, A. (2002). “*A Structural Estimation and Interpretation of the New Keynesian Macro Model*”. Mimeo. Columbia University.
- [15] CHO, S. e Moreno, A. (2006). “*A Small-Sample Study of the New-Keynesian Macro Model*”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38.
- [16] CHRISTIANO, L. Eichenbaum, M. e Evans, C. (2001). “*Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy*”. NBER Working Paper, 8403.
- [17] CLARIDA, R., Galí, J., e Gertler, M. (1999). “*The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*”. *Journal of Economic Literature*, 37.

- [18] CLARIDA, R., Galí, J. e Gertler, M. (2000). "*Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory*". Quarterly Journal of Economics, 115.
- [19] CLARIDA, R., Galí, J. e Gertler, M. (2001). "*Optimal Monetary Policy in Open Versus Closed Economies: An integrated Approach*", American Economy Review Papers and Proceedings, 91.
- [20] CLARIDA, R., Galí, J. e Gertler, M. (2002). "*A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis*". Journal of Monetary Economics, 49.
- [21] DAVIDSON, R. e MacKinnon, J. G. (2000). "*Bootstrap Tests: How Many Bootstraps?*". Econometric Reviews, 19.
- [22] EFRON, B. (1979). "*Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife*". Annals of Statistics, 7.
- [23] EFRON, B. e Tibshirani, R. (1993). "*An Introduction to the Bootstrap*". Chapman and Hall.
- [24] EISENPRESS, H. (1962). "*Note on Computation of Full-Information Maximum-Likelihood Estimates of Coefficients of a Simultaneous System*". Econometrica, 30.
- [25] ENDERS, W. (2004). "*Applied Econometric Time Series*". John Wiley & Sons. Second Edition.
- [26] ENGLE, R. F. e McFadden, D. L. (1994). "*Handbook of Econometrics*". Elsevier Science, Volume IV.

- [27] FUHRER, J. (1997). “*The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications*”. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29.
- [28] FUHRER, J. (2000). “*Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models*”. *American Economic Review*, 90.
- [29] FUHRER, J. e Moore, G. R. (1995). “*Inflation Persistence*”. *Quarterly Journal of Economics*, 440.
- [30] FUHRER, J. C., Moore, G. R. e Schuh, S. D. (1995). “*Estimating the Linear-Quadratic Inventory Model: Maximum Likelihood versus Generalized Method of Moments*”. *Journal of Monetary Economics*, 35(1).
- [31] GALÍ, J. (2008). “*Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*”, Princeton University.
- [32] GALÍ, J. e Gertler, M. (1998). “*Rules vs. Discretion Revisited: The Gains from Commitment in the Absence of an Inflationary bias*”.
- [33] GALÍ, J. e Gertler, M. (1999). “*Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis*”. *Journal of Monetary Economics*, 44.
- [34] GALÍ, J. e Gertler, M., e López-Salido, J. D. (2001). “*European Inflation Dynamics*”. *European Economic Review*, 45.
- [35] HAMILTON, J. D. (1994). “*Time Series Analysis*”. Princeton University Press. Princeton, New Jersey.
- [36] HANSEN, L.P. (1982). “*Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators*”. *Econometrica*, 50:1029.

- [37] HOOVER, K. e Perez, S. (1999). "*Data Mining Reconsidered: Encompassing and General-to-Specific Approach to Specification Search*". *Econometrics Journal*, 2.
- [38] HOROWITZ, J. L. (1994). "*Bootstrap-based Critical Values for the Information Matrix Test*". *Journal of Econometrics*, 61.
- [39] IRELAND, P. (2001). "*Sticky-Price Models of the Business Cycle: Specification and Stability*". *Journal of Monetary Economics*, 47.
- [40] KINDERMAN, A.J. e Ramage, J.G. (1976). "*Computer Generation of Normal Random Variables*". *Journal of the American Statistical Association*, 71.
- [41] KLEIN, P. (2000). "*Using the Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Model*". *Journal of Economic Dynamics and Control*. 24.
- [42] KRISHNAKUMAR, J. e Ronchetti, E. (1997). "*Robust Estimators for Simultaneous Equations Models*". *Journal of Econometrics*, 78.
- [43] LEU, S. (2006). "*A New Keynesian Perspective of Monetary Policy in Australia*", La Trobe University, School of Business, Discussion Papers 1441-3213.
- [44] LINDÉ, J. (2005). "*Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach*". *Journal of Monetary Economics*, 52.
- [45] MACKINNON, J. G. (2002). "*Bootstrap Inference in Econometrics*", *The Canadian Journal of Economics*, 35.

- [46] McCALLUM, B. e Nelson, E. (1999). “*An Optimizing IS-LM specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis*”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 31.
- [47] McCALLUM, B. e Nelson, E. (2000). “*Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative Framework with Optimizing Agents and Sticky Prices*”, *Oxford Review of Economic Policy*, 16.
- [48] MINELA, A. (2003). “*Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation*”. *Revista Brasileira de Economia*, 57 (3).
- [49] MONACELLI, T. (2005). “*Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment*”, *European Central Bank, Working Paper Series*, 227.
- [50] MUINHOS, M.K. e Alves, S. A. (2003). “*Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy*”. *Banco Central do Brasil, Working Paper Series*, 64.
- [51] OBSTFELD, M. e Rogoff, K. (2000). “*New Directions for Stochastic Open Economy Models*”, *Journal of International Economics*, 50.
- [52] ROBERTS, J. M. (2001). “*How well does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?*”. *Finance and Economics Discussion Series*, *Federal Reserve Board*, 13.
- [53] ROTEMBERG, J. e Woodford, M. (1998). “*An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version*”. *NBER Working Paper*.
- [54] RUDEBUSCH, G.D. (2002). “*Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty*”. *Economic Journal*, 112.

- [55] RUNKLE, D. E. (1987). "*Vector Autoregressions and Reality*". Journal of Business and Economic Statistics, 5:437.
- [56] RUUD, J. e Whelan, K. (2005). "*New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve*". Journal of Monetary Economics. 52.
- [57] SIMS, C. (2001). "*Solving Linear Rational Expectations Models*", Journal of Computational Economics, 20.
- [58] SÖDERLIND, P. (1999). "*Solution and Estimation of RE Macromodels with Optimal Policy*". European Economic Review, 43.
- [59] SVENSSON, E. (2000). "*Open-Economy Inflation Targeting*", Journal of International Economics, 50.
- [60] TOVAR, C. E. (2008). "*DSGE Models and Central Banks*", BIS Working Papers, n. 258.
- [61] WOODFORD, M. (2003). "*Interest and Prices, Foundations of a Theory of Monetary Policy*". Princeton University Press.
- [62] WOOLDRIDGE, J. (2002). "*Introductory Econometrics: A Modern Approach, 2e*". Thomson, South-Western.