UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DE RIBEIRÃO PRETO - DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

JOÃO FERNANDO SALAZAR PINELLI

Uma investigação empírica sobre as principais fontes de choques das flutuações econômicas brasileiras

Orientador: Prof^{a}. Dr^{a}. Roseli da Silva

RIBEIRÃO PRETO
2010

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Rudinei Toneto Júnior
Diretor da Faculdade de Economia, administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Walter Belluzzo
Chefe do Departamento de Economia

JOÃO FERNANDO SALAZAR PINELLI

Uma investigação empírica sobre as principais fontes de choques das flutuações econômicas brasileiras

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof^{a}. Dr^{a}. Roseli da Silva

RIBEIRÃO PRETO
2010

AUTORIZO A DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO OU PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

FICHA CATALOGRÁFICA

Pinelli, João Fernando Salazar
Uma investigação empírica sobre as principais fontes de choques das flutuações econômicas brasileiras. Ribeirão Preto, 2010.
93 p.: il.; 30 cm

Dissertação de mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.
Orientador: Silva, Roseli

1. Política monetária. 2. VAR. 3. Decomposição de erros.

FOLHA DE APROVAÇÃO

João Fernando Salazar Pinelli
Uma investigação empírica sobre as principais fontes de choques das flutuações econômicas brasileiras

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre.
Área de concentração: Economia Aplicada.

Aprovado em:

Banca Examinadora

Prof. Dr._____

Instituição:_____ Assinatura:_____

Prof. Dr._____

Instituição:_____ Assinatura:_____

Prof. Dr._____

Instituição:_____ Assinatura:_____

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer primeiramente a minha professora e orientadora Roseli da Silva, por quem tenho profundo respeito e gratidão e que muito me ajudou e ensinou durante todo o período de desenvolvimento deste trabalho, sempre com muito bom humor e paciência nos momentos de dúvidas. Gostaria de agradece-la por ter confiado e aceito trabalhar na realização deste trabalho comigo.

Gostaria de agradecer a minha mãe, Francisca Pinelli, a quem eu não tenho nem palavras para descrever a imensa gratidão e amor que sinto! A ela devo tudo o que eu sou hoje, Obrigado por sempre ter me apoiando, ajudando e confiando, e também por todo o carinho, amor e compreensão, principalmente nos momentos em que estive ausente.

Quero também agradecer a Patrícia Franklin, uma pessoa muito especial, que a três anos tem sempre me apoiado, escutado e ajudado em todos os momentos, principalmente nos momentos mais difíceis do mestrado e a quem eu tenho um enorme amor e carinho. Muito obrigado por fazer parte da minha vida!

Finalmente, gostaria de agradecer aos meus amigos Manuel, Rodrigo, Marcelo, Luciano, Daniel, Fábio e André, e também a todos os amigos da PUC, com quem pude ter o prazer de passar os melhores momentos da minha vida. Gostaria de agradecer pelo apoio e compreensão de todos durante esses anos e por sempre estarem ao meu lado.

A todos vocês, muito obrigado!

RESUMO

PINELLI, J. F. S. **Uma investigação empírica sobre as principais fontes de choques das flutuações econômicas brasileiras**. 2010. 93 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2009.

O objetivo desse trabalho é, a partir de um modelo estrutural de economia aberta novo-keynesiano, determinar se as flutuações econômicas no Brasil são resultados de algumas poucas fontes principais de choques ou de muitas fontes diferentes de choques bem como as respostas dinâmicas que estes geram nas flutuações econômicas, utilizando-se da análise de decomposição de erros de Cholesky. Para isso, a analise feita nesse trabalho inicia-se com a abordagem teórica do regime de metas de inflação, situando o regime dentro do novo consenso macroeconômico. Então, a abordagem empírica para o caso brasileiro é realizada estimando-se um modelo de vetores autorregressivos (VAR) contemplando *proxies* que melhor representam as principais variáveis macroeconômicas brasileiras, sendo essas escolhidas a partir do estudo dos trabalhos empíricos que trataram da política monetária no Brasil em período recente. A análise dos efeitos dos choques é realizada por meio das funções de resposta ao impulso e da decomposição do erro de previsão. Os principais resultados empíricos obtidos por esse trabalho sugerem que: i) a taxa de juros se mostra como um importante instrumento para a política monetária, sendo utilizada pelo Banco Central para conter pressões sobre o hiato do produto e da inflação; ii) surpresas inflacionárias não trazem ganhos temporários em termos de um produto maior do que o nível natural; iii) a taxa de inflação mostra uma razoável persistência; iv) a taxa de inflação mostrou-se sensível a variações no câmbio.

Palavras-chave: Modelo novo-keynesiano; Política monetária; Metas de inflação; Decomposição de erros; VAR.

ABSTRACT

PINELLI, J. F. S. **An empirical investigation into the mean sources of economic fluctuation in Brazil**. 2010. 93 f. Dissertation (Master degree) - Faculdade de Economia, administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2009.

The mean goal of this dissertation is to determine if the Brazilian output fluctuation is due to few mean sources of shocks or to several sources of shocks, using Cholesky error decomposition analysis. In order to do it, the analysis starts with a theoric approach for the inflation targeting regime, placing it into the new macroeconomic consensus. After that, the empirical approach for the Brazilian case is done by estimating an autoregressive model using proxies that best represent the mean Brazilian macroeconomic variables. These variables were chosen after a careful study of the empirical Brazilian monetary policy working papers done recently. The analysis of the shock's effects is done through both impulse-response functions and error forecast decomposition. The mean results suggest that: i) the interest rate is an important monetary policy tool and it's being used by the Brazilian Central Bank in order to avoid pressures on both inflation and output gap; ii) inflation shocks does not bring gains in terms of higher product in the sort run; iii) the inflation rate has a reasonable degree of persistence; iv) the inflation rate is sensitive to exchange rate changes.

Keywords: New-Keynesian models; Monetary policy; Inflation Targeting; Error decomposition; VAR.

Lista de Tabelas

1 Histórico de metas de inflação no Brasil . . . . . p. 49

2 Metodologia dos trabalhos selecionados contemplando o período de IT no Brasil . . . . . p. 50

3 *Proxies* utilizadas pelos trabalhos selecionados contemplando o período de IT no Brasil . . . . . p. 51

4 Principais resultados dos testes de raiz unitária . . . . . p. 64

5 Análise de cointegração - VAR1 . . . . . p. 66

6 Decomposição histórica da variância do erro de previsão para a SELIC . . . . p. 70

7 Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o HIATO . . . p. 71

8 Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o IPCA . . . . p. 73

9 Matrizes de correlação dos resíduos do VAR2 . . . . . p. 75

10 Correlação dos resíduos - VAR1 . . . . . p. 84

11 Teste de significância em conjunto de cada variável - VAR1 . . . . . p. 85

12 Teste de significância das defasagens em conjunto - VAR1 . . . . . p. 85

13 Raízes da matriz companheira - VAR1 . . . . . p. 86

14 Testes de especificação para VAR1 . . . . . p. 86

15 Correlação dos resíduos - VAR2 . . . . . p. 91

16 Teste de significância em conjunto de cada variável - VAR2 . . . . . p. 92

17 Teste de significância das defasagens em conjunto - VAR2 . . . . . p. 92

18 Raízes da matriz companheira - VAR2 . . . . . p. 93

19 Testes sob as variáveis do VAR2 . . . . . p. 93

Lista de Figuras

1 Fronteira de possibilidades entre coerência teórica e empírica . . . . . p. 14

2 Balança comercial - US$(milhões) - 1993:01 - 2009:09 . . . . . p. 44

3 Dívida - total - setor público - líquida - (% PIB) - 1993:01 - 2009:08 . . . . . p. 45

4 Taxa de câmbio nominal (R$/US$) - 1998:01 - 2009:04 (média mensal) . . . p. 45

5 Metas e expectativa de inflação para 12 meses do IPCA - 2001-2009 . . . . . p. 47

6 Histórico da taxa SELIC fixada pelo COPOM- 1999-2009 . . . . . p. 48

7 PIB mensal dessazonalizado e Produto Potencial - Em milhões de reais . . . . p. 61

8 Hiato do produto - Em milhões de reais . . . . . p. 61

9 Índice de Preços para o Consumidor Amplo (IPCA) - Taxa mensal . . . . . p. 62

10 Taxa de juros SELIC over - acumulada mensalmente . . . . . p. 62

11 Índice da taxa de câmbio efetiva real (IPCA) - Jun/1994=100 . . . . . p. 63

12 Funções de resposta ao impulso . . . . . p. 74

13 Comparação entre as funções de resposta ao impulso com restrições distintas p. 74

14 FAC e FACP da variável SELIC . . . . . p. 83

15 Analise gráfica para o sistema estimado - VAR1 . . . . . p. 84

16 Raízes da matriz companheira - VAR1 . . . . . p. 85

17 Analise gráfica para o sistema estimado - VAR2 . . . . . p. 91

18 Raízes da matriz companheira - VAR2 . . . . . p. 92

SUMÁRIO

1-Introdução p. 12

2-Novo consenso macroeconômico e o tratamento das flutuações econômicas p. 16

2.1 A caminho do consenso: breve histórico . . . . . p. 18

2.2 Políticas discricionárias e inconsistência temporal . . . . . p. 21

2.3 Metas para a inflação . . . . . p. 25

2.4 O modelo novo-keynesiano sob metas de inflação . . . . . p. 28

2.5 Modelo empírico . . . . . p. 31

2.5.1 Teste de raiz unitária . . . . . p. 31

2.5.2 Vetores autorregressivos . . . . . p. 35

2.5.3 Condição de estabilidade e estacionariedade . . . . . p. 38

2.5.4 Identificação . . . . . p. 39

3-Metas de inflação no Brasil p. 40

3.1 A adoção do regime de metas de inflação no Brasil . . . . . p. 41

3.2 Literatura empírica brasileira . . . . . p. 49

4-Evidências empíricas: efeitos dos choques sobre as flutuações p. 58

4.1 Freqüência dos dados e período amostral . . . . . p. 59

4.2 Ciclo econômico . . . . . p. 60

4.3 Medida de inflação . . . . . p. 61

4.4 Taxa de juros . . . . . p. 62

4.5 Câmbio real . . . . . p. 62

4.6 Resultados empíricos . . . . . p. 63

4.6.1 Testes de raiz unitária . . . . . p. 63

4.6.2 Modelo vetor autorregressivo . . . . . p. 65

4.6.3 Funções de resposta ao impulso e decomposição do erro de previsão . p. 68

5-Considerações finais p. 76

Referências p. 79

Anexo A – FAC e FACP da variável SELIC p. 83

Anexo B – Testes realizados para VAR1 p. 84

Anexo C – Testes realizados para VAR2 p. 87

1 Introdução

A partir da década de 90, o campo de pesquisa macroeconômica tem experimentado avanços importantes. Tais avanços fizeram com que os modelos macroeconômicos novo-keynesianos e novo-clássicos se aproximassem, dando início à nova síntese neoclássica[1]. Tal aproximação trouxe uma combinação dos desenvolvimentos dos modelos dinâmicos de equilíbrio geral novo-keynesiano com os modelos dinâmicos de ciclos reais de negócios. A nova síntese neoclássica está baseada na suposição de que a moeda seja neutra no longo prazo, porém, no curto prazo, rigidezes nominais resultantes de comportamentos de firmas com certo poder de mercado fazem com que a moeda não seja neutra. Tal suposição representa a agenda de pesquisa das flutuações econômicas que marca a história das duas principais escolas de pensamento macroeconômico.

No que se refere ao estudo das flutuações econômicas, temos a macroeconomia sendo pensada por modelos de equilíbrio geral. Dentro da escola de pensamento econômico novo-keynesiano, tal modelo, além de assumir que os agentes econômicos possuem expectativas racionais, traz fundamentos microeconômicos à teoria keynesiana. O ponto crucial que o diferencia do modelo de equilíbrio novo-clássico é a suposição de que existam imperfeições nos mercados, as quais fazem com que os preços sofram certa rigidez no curto prazo. Tal rigidez é a principal razão pela qual a economia não se ajusta de maneira automática a mudanças, por exemplo, na demanda agregada ou na taxa de juros (BLANCHARD, 2008, p. 8).

Os modelos utilizados pela nova síntese neoclássica são comumente referidos por modelos dinâmicos de equilíbrio geral estocástico (*dynamic stochastic general equilibrium*, DSGE). Os modelos DSGE têm como objeto principal explicar fenômenos econômicos agregados, tais como: as flutuações econômicas, baseando-se em uma estrutura micro-fundamentada, caracterizada pela derivação de uma relação obtida pela otimização do comportamento dos agentes (firmas e famílias) sujeitos a restrições orçamentária e tecnológica, expectativas racionais e especificações de imperfeições de mercado, sendo tipicamente estimado por métodos econométricos bayesianos.

Isso dá ao modelo duas características que justificam as vantagens em relação aos modelos macroeconômicos tradicionais de previsão. A primeira característica é que, em contraste com esses, é possível, dada uma correta especificação dos parâmetros da economia, utilizar os modelos DSGE para fazer previsões válidas e avaliar os impactos de mudanças de políticas econômicas sem que o modelo incorra na chamada crítica de Lucas. A segunda característica é o aumento na precisão das previsões que esses modelos trazem (TOVAR, 2008, p.8). De um ponto

[1] Para maiores detalhes ver Goodfriend e King (1998).

de vista mais pragmático, os modelos DSGE são uma ferramenta muito importante e útil para *policy makers*, uma vez que esses lidam com um grande número de variáveis macroeconômicas e modelos econométricos para basear as próprias decisões.

Uma vez que os modelos DSGE trazem resultados mais robustos acerca da dinâmica da economia, o uso de tal modelo pode beneficiar *policy makers* a tomar decisões econômicas. Por exemplo, ao longo do tempo, previsões mais robustas podem trazer uma suavização na taxa de juros, fazendo que ela não sofra mudanças bruscas ao longo do tempo. Outro ponto positivo é que os modelos DSGE podem ser adotado por um banco central como um modelo principal, sem que isso o impeça de usar outros modelos, facilitando a comunicação entre o banco e o mercado financeiro acerca de suas decisões (TOVAR, 2008, p. 19). Isso fez com que nos últimos anos, diversas instituições, como, por exemplo, o Federal Reserve, o Banco Central Europeu e o FMI, passassem a utilizar os modelos DSGE como ferramenta para a análise e previsão da política monetária .

> *"DSGE models have become ubiquitous. Dozens of teams of researchers are involved in their construction. Nearly every central bank has one, or wants to have one. They are used to evaluate policy rules, to do conditional forecasting, or even sometimes to do actual forecasting. There is little question that they represent an impressive achievement. But they also have obvious flaws" (BLANCHARD, 2008, p. 24).*

Por um lado, enquanto o desenvolvimento dos modelos DSGE progredia e o modelo se tornava cada vez mais popular dentre as principais instituições econômicas mundiais, houve uma preocupação crescente em incorporar a tais modelos características realistas que descrevessem da melhor forma os dados. Por outro lado, entretanto, tornou-se cada vez mais difícil saber como calibrar os complexos parâmetros estruturais dos modelos DSGE que passaram a surgir com o uso de tais modelos (BELTRAN; DRAPER, 2008, p. 2).

Devido às características e à capacidade de explicar os fenômenos econômicos, os modelos DSGE situam-se dentre os modelos com um elevado grau de coerência teórica. Segundo Pagan (2003, p. 64), a história da modelagem econômica mostra o desejo de se conciliar a capacidade de explicar os fenômenos empíricos em um modelo baseado em suposições coerentes acerca do funcionamento da economia. Apesar disso, satisfazer tal desejo tem se mostrado uma tarefa impossível. A Figura 1 apresenta a fronteira de possibilidades entre coerência teórica e empírica. Os modelos DSGE tendem e se situar mais à esquerda no eixo que mede o grau de coerência teórica, enquanto que os modelos de vetores autorregressivos (VAR) situam-se mais à direita. Pagan (2003, p.68) argumenta que essa fronteira tem se expandido e que a possibilidade de se aliar a essas características tem aumentado.

A determinação correta dos parâmetros dos modelos DSGE é fundamental para os resultados que esse irá gerar. Em muitos casos os parâmetros dos modelos DSGE são determinados

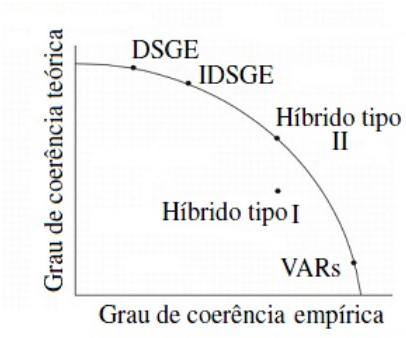


Figura 1: Fronteira de possibilidades entre coerência teórica e empírica

por calibração, em que se busca a maior adequação entre os objetivos que se deseja alcançar e as ferramentas que serão utilizadas. Contudo, nem sempre aspectos econômicos importantes são levados em consideração quando os parâmetros de um modelo são obtidos sem uma boa aproximação ao processo gerador de dados, por meio de modelos empíricos robustos. Uma má especificação de parâmetros relevantes ou a falta de parâmetros que revelem características reais e importantes de uma economia em um modelo de equilíbrio geral trará resultados insatisfatórios ou até mesmo incorretos sobre o comportamento da economia.

Segundo Blanchard (2008, p.18), a determinação das principais fontes de choques que uma economia está sujeita e a dinâmica das respostas que os choques geram são uma questão central no que se diz respeito aos determinantes das flutuações econômicas. Entretanto, a referida questão ainda não está totalmente estabelecida pela literatura empírica. Tais choques afetam a economia de maneiras diferentes e podem trazer impactos significativos a variáveis importantes, como, por exemplo, a inflação e a taxa de juros.

> *"In thinking about fluctuations, an important question is whether they result from a few major sources of shocks, or from many different sources, each of them with their own dynamic effects. The nature of optimal policy, the welfare implications of fluctuations, depend very much on the answer" (BLANCHARD, 2008, p. 18).*

Neste contexto, fica clara a importância de se estimar corretamente os parâmetros a serem utilizados na construção de um modelo de equilíbrio geral que tenha como objetivo reproduzir da maneira mais realista possível as principais variáveis macroeconômicas e como elas interagem e, assim, obter um bom ferramental de análise e previsão econômica. A determinação das fontes de choques que cercam uma economia pode ser feita, basicamente, de duas maneiras. A primeira é utilizando os modelos estruturais DSGE para obter estimações de como os choques afetam a economia. Entretanto, como dito acima, nesse caso incorre-se num risco relativamente alto de se especificar incorretamente os parâmetros, pois os resultados desses modelos dependem muito de como eles são especificados. A segunda forma é utilizando modelos com uma abordagem menos estrutural, que permitam determinar se os efeitos das mudanças das variáveis

podem ser explicados pela dinâmica de alguns fatores resultantes de combinações lineares de alguns ou muitos choques estruturais.

No dia 1 de julho de 1999, o governo brasileiro adotou o regime de metas para inflação como arranjo para a política monetária. A partir de então, o Banco Central passou a administrar a taxa de juros a fim de controlar a inflação e cumprir as metas de inflação estabelecidas pelo governo. No contexto de metas para inflação, o Banco Central deve agir de forma sistemática a fim de reduzir os efeitos que os choques possuem sobre as variáveis que possam afetar a inflação. Portanto, uma análise desses efeitos trazem benefícios para a condução de política monetária.

Em trabalho recente, Gouvea et al. (2008) estimaram um modelo DSGE de economia aberta para o Brasil. Apesar de ter encontrado bons resultados com o modelo estimado, o trabalho necessita de desenvolvimentos adicionais. Para um melhor desempenho do modelo faz-se necessário a inclusão, dentre outras características, de uma análise de decomposição dos erros. Tal análise trará um melhor entendimento dos efeitos que os choques trazem para economia brasileira.

Neste trabalho é realizada uma investigação das principais fontes de choques que afetam a economia brasileira, a fim de se determinar se as flutuações econômicas no Brasil são resultados de algumas poucas fontes principais de choques ou de muitas fontes diferentes de choques, bem como as respostas dinâmicas que esses geram nas flutuações econômicas. Para isso, o trabalho resgata os aspectos teóricos que cercam o regime de metas para inflação, situando o regime monetário como um resultado do desenvolvimento da estimação de um modelo de vetores autorregressivos (VAR), utilizando as principais variáveis descritas pelo modelo macroeconômico para economia aberta novo-keynesiano, sendo elas: taxa de juros, inflação, hiato do produto e taxa de câmbio. As *proxies* utilizadas no trabalho foram selecionadas a partir de uma avaliação dos trabalhos empíricos realizados recentemente para o Brasil.

As fontes dos choques são avaliadas por meio das funções de resposta ao impulso e da decomposição do erro de previsão, obtidos a partir da decomposição de erros de Cholesky. A imposição de restrições para o VAR estimado buscou seguir da melhor forma as relações entre as variáveis estabelecidas pela teoria econômica. Os resultados obtidos também foram comparados com uma decomposição feita a partir de restrições que vão de encontro com as relações teóricas, buscando avaliar como os resultados são afetados por tal mudança.

Assim, o trabalho esta divido da seguinte forma: no próximo capítulo inicia-se com um breve histórico dos principais desenvolvimentos da macroeconomia, passando pela discussão entre regras e política discricionária. Em seguida é apresentado as principais características do modelo de metas para inflação e o modelo novo-keynesiano para economia aberta. Por fim, são apresentados os aspectos teóricos da metodologia empírica. No terceiro capítulo é discutido a adoção do regime de metas de inflação no Brasil e os principais resultados da literatura empírica

brasileira pesquisada. O quarto capítulo apresenta os dados utilizados no trabalho, assim como a justificativa para a escolha de cada *proxy*. Os resultados empíricos são apresentados no final do capítulo. O quinto capítulo apresenta as considerações finais.

2 Novo consenso macroeconômico e o tratamento das flutuações econômicas

Durante as últimas duas década, o regime monetário de metas para inflação (*inflation targeting*, IT) passou a ser adotado por diversos países como, por exemplo, Brasil, Canadá, Israel, México, Nova Zelândia[1] e Suíça, estando o regime monetário alinhado com o chamado consenso macroeconômico (WALSH, 2002, p. 2). Segundo Taylor (2000, p.2), apesar do estado da arte da pesquisa em macroeconomia ser bastante dinâmico, podemos pensar no consenso macroeconômico como um conjunto de cinco elementos chaves, sendo eles:

(i) O estudo do crescimento de longo prazo pode ser entendido a partir dos modelos de crescimento, inicialmente formulados por Robert Solow e estendidos para os modelos de crescimento endógenos;

(ii) A não existência de uma relação entre inflação e crescimento econômico do longo prazo, significando que a política monetária afeta a inflação mas é neutra em relação ao produto;

(iii) A existência de uma relação de curto prazo entre inflação e produto resultante de preços e salários rígidos, trazendo em impactos significativos para as flutuações econômicas em torno do produto potencial;

(iv) As expectativas sobre a inflação e sobre políticas futuras possuem papel importante sobre a economia;

(v) A política monetária é melhor pensada sob regras ou sob funções de reação nas quais a taxa de juros é ajustada em reação aos eventos econômicos.

O objetivo desde capítulo é apresentar o novo consenso macroeconômico e a metodologia para uma abordagem empírica sobre o tratamento das flutuações econômicas. Para tal, a próxima seção apresentará um breve histórico dos caminhos que levaram ao consenso macroeconômico, partindo do debate dos modelos clássicos e keynesianos, e chegando aos modelos novo-keynesianos e a nova síntese neoclássica. Na seção 2.2, é retomada a discussão do papel da política monetária sobre regras e discricionariedade, e então, na seção 2.3 é introduzido o regime monetário de metas para inflação, situando-o dentro do debate regras versus discricionariedade. Na seção 2.4, é apresentado um modelo novo-keynesiano básico microfundamentado para uma economia pequena e aberta. Nesse modelo, a regra de juros para a política monetária será derivada a partir de uma função de perda para o banco central, baseada no regime de metas para inflação. A seção 2.5 traz o tratamento empírico para o modelo novo-keynesiano, sendo

[1] A Nova Zelândia foi o primeiro país a adotar o regime de metas de inflação, tendo início em 1990.

apresentada a metodologia dos vetores autorregressivos (VAR) e o processo de decomposição de erros de Cholesky.

2.1 A caminho do consenso: breve histórico

A partir de meados da década de 80, os modelos novo-keynesianos começam a trazer novos avanços para a literatura macroeconômica com o desenvolvimento dos modelos de equilíbrio geral com rigidez de preços, os quais propuseram um melhor entendimento sobre a natureza das flutuações econômicas. De certo modo, podemos ver a economia novo-keynesiana como uma resposta aos modelos macroeconômicos novo-clássicos. Tal resposta representa um campo de debate entre as duas principais escolas econômicas (i.e. Clássicos e Keynesianos), o qual data de meados da década de 30, quando os modelos macroeconômicos clássicos baseavam-se nas hipóteses de mercados perfeitamente competitivos e preços totalmente flexíveis. Deste modo, no modelo clássico, todos os mercados encontravam-se em equilíbrio e apenas variáveis reais importavam na determinação do produto, enquanto que variáveis nominais não possuíam nenhum efeito sobre as variáveis reais.

No ano de 1936, John Maynard Keynes publica A Teoria Geral do Emprego do Juro e da Moeda. Em seu livro, Keynes buscar enfatizar, já no início do seu primeiro capítulo, a importância da palavra "geral"do título, afirmando que os postulados da economia clássica baseavam-se em um caso econômico especial e não em um caso geral, ficando situada no limite das possibilidades de um equilíbrio [2]. A partir deste momento, economistas formados na escola keynesiana começam a questionar as suposições acerca da natureza das flutuações econômicas. Dá-se, então, ênfase à possibilidade de os mercados não serem totalmente competitivos e também um foco sobre a rigidez dos preços e dos salários como ponto crucial para o entendimento do funcionamento da macroeconomia.

Durante a década de cinquenta surge a chamada síntese neoclássica que, incorporando as principais características dos modelos keynesianos, passou a assumir que preços e salários poderiam sofrer certa rigidez no curto prazo. Porém, no longo prazo, as hipóteses de preços e salários totalmente flexíveis e mercados completamente competitivos seriam satisfeitas. Nesse modelo, as expectativas eram dadas como fixas ou, em alguns casos, sofriam mudanças de forma adaptativas, levando em consideração as informações passadas *(backward-looking)*. A síntese neoclássica perdurou até meados da década de 70, quando tais modelos começam a sofrer com a impossibilidade de explicar os novos eventos, tais como desemprego acompanhado de inflação, a estagflação.

Nos anos 70, Robert Lucas e Thomas Sargent passam a criticar os modelos keynesianos, afirmando que esses não levavam em consideração o fato de os agentes econômicos possuírem

[2] Para maiores detalhes veja Keynes (1982).

expectativas racionais. A hipótese das expectativas racionais parte da suposição de que os agentes econômicos, buscando maximizar o seu lucro e o seu bem-estar, utilizam todas as informações disponíveis de forma racional, e não formam expectativas apenas olhando para o passado *(backward-looking)*, mas também olhando para o futuro *(forward-looking)*, e, assim, não incorrem em erros sistemáticos. Além disso, a crítica de Lucas apontou como falha dos modelos keynesianos o fato de esses não possuírem parâmetros estruturais que refletissem as preferências dos indivíduos. O referido fato faria com que os modelos não respondessem dinamicamente às mudanças da política econômica, o que levaria a conclusões erradas acerca de como os indivíduos respondem à tais políticas. Com o uso desses modelos se torna impossível prever quais serão os resultados de uma mudança na política econômica. Lucas sugere que os modelos partam de uma abordagem das preferências dos indivíduos que levem em conta as restrições as quais eles estejam sujeitos e, assim, possam refletir sobre como as mudanças de políticas econômicas afetam o comportamento dos indivíduos. A crítica de Lucas encorajou o desenvolvimento dos modelos macroeconômicos microfundamentados (DIXON, 2007, p. 2).

Aliada à hipótese de mercados perfeitamente competitivos, a hipótese das expectativas racionais faz da política monetária um instrumento ineficaz para alterar variáveis macroeconômicas reais, pois, segundo tal hipótese, qualquer tentativa anunciada do governo em tentar promover aumento do produto acima do seu nível potencial, por meio de uma redução da taxa de juros, fará com que os agentes econômicos se antecipem às ações do governo, elevando preços e salários, não havendo nenhum efeito sobre o produto e o emprego, nem mesmo no curto prazo.

Baseados na hipótese das expectativas racionais, os novo-clássicos retomam os modelos em que a moeda é neutra tanto no curto prazo quanto no longo prazo. Para eles, a única situação em que a moeda pode afetar o produto se dá no caso de uma política monetária de efeito surpresa. Nesse caso, os agentes são enganados por ações não anunciadas das autoridades monetárias, ficando com uma falsa impressão de um aumento real dos salários. Assim, mais trabalhadores estariam dispostos a trabalhar por esse salário real esperado, fazendo com que a taxa de desemprego fique abaixo da taxa de desemprego natural e o produto da economia aumente. Entretanto essa política não perduraria no médio e longo prazo, pois os agentes econômicos perceberiam tal política e ajustariam preços e salários de forma proporcional (DIXON, 2007, p. 5).

A incorporação de expectativas racionais no comportamento dos agentes econômicos trouxe um avanço significativo para a macroeconomia. Entretanto, as ideias de que mercados perfeitamente competitivos e as expectativas racionais fariam da moeda neutra, tanto no curto como no longo prazo, não foram aceitas por um grande número de economistas que, formados com certa orientação keynesiana, viam a possibilidade da existência de mercados não totalmente competitivos serem uma das razões para que existam fontes de rigidez nominal no curto prazo. Esses economistas ficaram conhecidos como novo-keynesianos.

Os modelos novo-keynesianos trabalham com o desafio de explicar como as fontes de rigidez nominais surgem e como elas afetam o produto no curto prazo, incorporando expectativas racionais à referida estrutura. Esse modelos partem de uma abordagem microfundamentada da economia keynesiana, em que a determinação do comportamento dos agentes econômicos é derivada a partir da otimização das funções de utilidade das famílias e das firmas, dadas as restrições intertemporais que estes enfrentam. Para isso, a ideia de competição perfeita foi abandonada.

Num mundo em que os mercados são completamente competitivos, todos os agentes são caracterizados por um comportamento tomador de preço. Rigidez de preço no curto prazo surge quando as firmas possuem certo poder de mercado para alterar seus preços. Isto faz com que a economia não esteja necessariamente em pleno emprego no curto prazo. A abordagem microfundamentada da macroeconomia traz ganhos para a análise de política econômica, pois permite modelar a política monetária de forma a evitar as falhas dos modelos keynesianos tradicionais, à luz da crítica de Lucas. Sendo, desta forma, possível estimar os resultados dessas políticas em termos das preferências dos indivíduos refletidas nas relações estruturais dos modelos (WOODFORD, 2003, p. 10).

Segundo Blanchard (2008, p.10), além das principais características que os modelos novo-keynesianos ganharam em relação aos modelos Keynesianos tradicionais, tais trazem alguns resultados importantes que não eram possíveis de se obter a partir dos modelos tradicionais, destacando-se:

(i) Nos modelos novo-keynesianos, as flutuações não são ruins, o que vai ao encontro dos resultados obtidos pelos modelos de ciclos reais de negócios. Para os novo-keynesianos, a economia deve responder a mudanças tecnológicas ou a mudanças de preferências e isso levará a flutuações no produto;

(ii) Nos últimos anos, a política monetária vem sendo cada vez mais pensada em termos de funções de reação obtidas por meio das relações estruturais dos modelos de equilíbrio geral como resposta aos choques que a economia sofra ao longo de tempo, tendo como objetivo manter a inflação dentro de uma meta pré-estabelecida, dando ênfase à manutenção da estabilidade de preços. No modelo novo-keynesiano, uma política monetária que mantenha a taxa de inflação constante irá automaticamente manter o produto na taxa natural, sendo essa uma política ótima;

(iii) Dadas as características acima, temos que o regime de metas para inflação trabalha tanto para manter a inflação controlada, assim como o produto em seu nível natural.

Entretanto, Woodford (2003, p.14) argumenta que a justificativa para a ênfase dada à estabilidade de preços pode não ser tão óbvia, uma vez que, de um lado, os modelos dos ciclos reais de negócios indicarem que o nível geral dos preços não influencia na alocação de recursos, o qual

dependeria apenas dos preços relativos, do outro, nos modelos keynesianos tradicionais, cuja variação do nível geral de preços está associada a variações na atividade econômica. Segundo Woodford, a estabilidade de preços deve ser o principal objetivo da política monetária, não pelo fato de ela não possuir efeitos sobre variáveis reais, mas sim porque variações de preços causam distorções na economia real que levam a movimentos no emprego e no produto, fazendo com que a economia não alcance o pleno emprego.

A importância do compromisso do banco central com uma política de manutenção de baixa inflação pode ser entendida pelo fato de que a política monetária possui maior eficiência quando as ações do banco central têm credibilidade perante os indivíduos. Quanto maior a credibilidade de um banco central, menor são os custos de desinflação, pois os indivíduos formarão expectativas com base nas ações anunciadas pelo banco central. Por outro lado, quando o banco central age de forma discricionária, sem um compromisso com o comportamento futuro dos preços, esse irá escolher um padrão de comportamento que é sub-ótimo, mesmo agindo de maneira otimizadora a cada instante.

Para compreendermos melhor o papel do comprometimento do banco central nos resultados das políticas, a próxima seção resgata o debate regras versus discricionariedade e discute a atuação da autoridade monetária por meio dos incentivos enfrentados pelo banco central, dada a postura do banco adotada frente a economia. Para uma compreensão dos ganhos de eficiência quando o banco central está comprometido com uma regra será feita uma comparação entre a função de perda sobre comprometimento e sobre discricionariedade obtidas a partir da resolução do problema de minimização de uma função de perda quadrática.

2.2 Políticas discricionárias e inconsistência temporal

Ao formar expectativas, os agentes econômicos levam em consideração a forma pela qual a política monetária é conduzida. A política monetária pode perseguir os próprios objetivos de duas formas. As autoridades monetárias podem se comportar de forma discricionária, escolhendo de que forma agir frente aos acontecimentos da economia a cada momento do tempo, ou podem ficar comprometidas a uma regra que deverá seguir independente das próprias vontades. Dado que as expectativas dos agentes dependem da forma como o banco central conduz a política monetária, as autoridades monetárias devem avaliar a consistência temporal das próprias políticas econômicas adotadas. Uma política econômica é dita consistente temporalmente quando, estando em t, uma política ótima é estabelecida para o tempo $t+i$ e continua a ser ótima quando o tempo $t+i$ tiver chegado de fato. A análise de consistência temporal de políticas econômicas nos ajuda a entender os problemas e os incentivos que o banco central enfrenta ao estabelecer os próprios objetivos e as ações, assim como a desenvolver modelos que expliquem como as formas institucionais afetam os resultados das políticas econômicas

(WALSH, 2003, p. 363).

O trabalho de Kydland e Prescott (1977) sobre a inconsistência de planos ótimos sob um comportamento discricionário deu início a uma nova fase sobre o estudo do comportamento das autoridades monetárias frente às flutuações econômicas e aos agentes econômicos. Até então, acreditava-se que um comportamento discricionário das autoridades monetárias era ao menos tão eficiente quanto um comportamento que seguisse uma regra. O argumento baseava-se na suposição de que ao se seguir uma regra pré-definida, as autoridades monetárias estariam de certa forma perdendo a própria liberdade de ação, ficando comprometidas a seguir a regra preestabelecida. Por outro lado, ao se adotar uma postura discricionária perante os eventos econômicos, as autoridades monetárias estariam livres para fazer o que achassem melhor em cada momento, produzindo, ao menos, os mesmos resultados que seriam atingidos ao se seguir uma regra.

Entretanto, Kydland e Prescott (1977), Sargent e Wallace (1975) e Barro e Gordon (1983) mostram que esses argumentos não são válidos. Os autores argumentam que mesmo que as autoridades monetárias escolham os melhores instrumentos para cada momento, os resultados obtidos podem ser piores do que os atingidos quando se está comprometido com uma regra que determine as próprias ações presentes e futuras. Esse resultado é justificado pelos autores tendo em vista que, dado os incentivos econômicos enfrentados a cada instante do tempo, *policy makers* são incapazes de se comprometerem a uma política de baixa inflação ao agir de forma discricionária, mesmo conscientes da ausência do *trade-off* entre inflação e produto no longo prazo. A idéia básica de Kydland e Prescott (1977) está baseada no fato de que quando a expectativa de inflação é baixa e o custo marginal de uma unidade a mais de inflação é baixa, *policy makers* irão perseguir políticas expansionistas, visando o aumento do produto acima do nível natural.

Para formalizar a essa idéia, a seguir é apresentado um modelo em que a determinação das escolhas enfrentadas pelo banco central frente aos resultados da economia podem ser caracterizadas como um processo de otimização de uma função de perda de bem-estar que reflita seus objetivos[3]. Assumindo uma economia em que as expectativas de inflação afetem a oferta agregada e os choques de demanda possuam efeitos reais, podemos representar uma curva de oferta de Lucas dada por[4]:

$$y = \bar{y} + b(\pi - \pi^e), \qquad (2.1)$$
$$b > 0,$$

onde y é o log do produto da economia e $\bar{y}$ é o log do produto sob preços flexíveis. Kydland e Prescott assumem que o nível do produto a preços flexíveis seja menor que o nível do produto

[3]Maiores detalhes sobre modelos de otimização de funções de perda do banco central podem ser encontrados em Walsh (2003).

[4]O modelo aqui apresentado segue a exposição feita por Romer (2006), seção 10.3 e 10.4.

socialmente ótimo dada a existência de competição imperfeita ou por taxas marginais de impostos positivas, o que faria com que os agentes econômicos não obtenham todos os benefícios do aumento da oferta de trabalho. O parâmetro b reflete a sensibilidade do produto aos desvios da inflação corrente em relação a inflação esperada. Assume-se também que o banco central enfrente uma função de perda de bem-estar social quadrática igual a:

$$L = \frac{1}{2}(y - y^*)^2 + \frac{1}{2}a(\pi - \pi^*)^2, \qquad (2.2)$$
$$y^* > \bar{y},$$
$$a > 0.$$

A equação (2.2) reflete o fato de que o aumento da inflação acima do nível socialmente ótimo trazer perdas de bem-estar para a sociedade. Temos também pela equação (2.2) que o custo marginal da inflação aumenta com o aumento da inflação. O parâmetro a reflete a importância do produto e da inflação no bem-estar social. Neste modelo é assumido também que os banco central controle o crescimento da oferta de moeda, podendo então controlar o comportamento da demanda agregada. Dado que não há incertezas, pode-se então assumir que o banco central pode escolher o nível de inflação que deseja obter, sujeito a restrição de que o produto e a inflação estão relacionados pela equação (2.1).

Agindo de forma discricionária, o banco central escolhe a inflação que irá atingir, tomando como dada as expectativas de inflação. Essa situação pode ocorrer se as expectativas de inflação são tomadas antes do aumento da oferta monetária ou caso π e π^e sejam determinados simultaneamente. Substituindo a equação (2.1) em (2.2), temos que o banco central irá minimizar a equação de perda dada por:

$$\min_{\pi} \frac{1}{2}[\bar{y} + b(\pi - \pi^e) - y^*]^2 + \frac{1}{2}a(\pi - \pi^*)^2. \qquad (2.3)$$

A condição de primeira ordem é dada por:

$$[\bar{y} + b(\pi - \pi^e) - y^*]b + a(\pi - \pi^*) = 0 \qquad (2.4)$$

Resolvendo (2.4) para π, temos:

$$\begin{aligned} \pi &= \frac{b^2\pi^e + a\pi^* + b(y^* - \bar{y})}{a + b^2} \\ &= \pi^* + \frac{b}{a+b^2}(y^* - \bar{y}) + \frac{b^2}{a+b^2}(\pi^e - \pi^*). \qquad (2.5) \end{aligned}$$

As ações que o banco central toma estão sempre sujeitas aos incentivos enfrentados pelo mesmo, e os resultados das políticas econômicas dependem das ações tomadas pelos agentes econômicos frente a tais ações. Uma vez que as ações dos agentes dependem das expectativas sobre o presente e o futuro da economia, o comprometimento com uma regra pode trazer gan-

hos tanto presentes como futuros em termos de uma política mais eficiente, pois fará com que os agentes passem a formar as próprias expectativas com base nos objetivos com os quais as autoridades monetárias estarão comprometidas.

Por exemplo, suponha que, estando em t, o banco central queira entregar uma taxa de inflação igual a zero no tempo $t+i$ e que esse seja um objetivo crível e que os agentes econômicos formem expectativas esperando uma taxa de inflação igual a zero. Então, dado este cenário, o banco central possui um incentivo para não entregar uma taxa de inflação igual a zero, pois, neste caso, haverá ganhos marginais ao se entregar uma taxa de inflação maior do que zero, resultante do aumento do produto. Pela possibilidade do não cumprimento da promessa do banco central, os agentes se antecipam e de fato não formam expectativas esperando a inflação prometida.

A equação (2.5) mostra o incentivo que o banco central possui para perseguir aumentos no nível de inflação atuando sob discricionariedade. Se os agentes econômicos esperam que o banco central escolha a taxa de inflação ótima (π^*), então o custo marginal de um inflação um pouco maior é igual a zero e os benefícios marginais resultantes do aumento do produto é positivo. Nesta situação o banco central, agindo racionalmente, irá escolher um nível de inflação maior do que o nível ótimo. Uma vez que não ha incertezas neste modelo, a inflação esperada deve ser igual a inflação realizada. Impondo $\pi = \pi^e$ na equação (2.5) e resolvendo para a taxa de inflação, temos:

$$\begin{aligned} \pi^e &= \pi^* + \frac{b}{a}(y^* - \bar{y}) \\ &\equiv \pi^{EQ}. \end{aligned} \tag{2.6}$$

Pela equação (2.6), temos que π^{EQ} é o nível de inflação de equilíbrio do modelo. Uma vez que $y^* > \bar{y}$, então $\pi^{EQ} > \pi^*$. A economia estará em equilíbrio quando $\pi = \pi^e = \pi^{EQ}$. Se a expectativa de inflação for maior do que π^{EQ}, então a inflação corrente é menor do que os indivíduos esperam. Se a expectativa de inflação for menor do que π^{EQ}, então a inflação corrente é maior a inflação esperada. Intuitivamente, a expectativa de inflação aumenta para o ponto onde o banco central, tomando π^e como dado, escolhe π igual a π^e. Sob discricionariedade, a inflação corrente será maior do que a inflação socialmente ótima, sem que isso tenha efeitos sobre o produto.

Supondo que o banco central esteja amarrado a uma regra na qual inflação que irá entregar a sociedade é escolhida antes que os agentes econômicos formem expectativas, então a inflação corrente será igual a inflação esperada e, pela equação (2.1), o produto será igual a $\bar{y}$. O problema de minimização de (2.2) terá como solução $\pi = \pi^*$. Desta forma, o banco central irá escolher a inflação socialmente ótima. Entretanto, segundo Romer (2006, p. 5110) o fato do banco central estar amarrado a uma regra traz problemas normativos e positivos. O problema normativos é que regras não podem prever eventos nos quais a política monetária deve agir de

forma mais ativa, como por exemplo, durante crises financeiras. O problema positivo se dá pelo fato de que algumas economias em que a politica monetária não se baseia em regras fixas possuem baixa inflação[5].

A inconsistência temporal, o viés inflacionário enfrentados pelo banco central e pela sociedade e os problemas relacionados a adoção de regras rígidas para a política monetária abriram espaço para que diversos economistas começassem a propor formas de fazer com que o banco central passasse a não enfrentar mais o dilema entre abrir mão de maximizar a utilidade ou cumprir a metas, ficando em estado contingente comprometido com uma regra de política econômica[6]. Para tal, diversas formas institucionais surgiram na tentativa de tornar o banco central uma instituição que possuísse reputação frente a sociedade de um verdadeiro guardião da moeda, fazendo com que os indivíduos confiassem as próprias expectativas no futuro da economia baseando-se nos objetivos do banco central.

Nos últimos anos, a forma institucional baseado em metas para a inflação passou a ganhar cada vez mais espaço dentre os bancos centrais, sendo adotada por diversos países. Na próxima seção será apresentado em linhas gerais o arcabouço institucional no qual o regime de metas para inflação está baseado e discutido como o regime de metas se situa no debate entre regras e discricionariedade.

2.3 Metas para a inflação

A ênfase dada à importância da estabilidade de preços fez com que, nos últimos anos, o regime monetário conhecido como *inflation targeting* (IT) tenha se tornando cada vez mais popular dentre os bancos centrais no mundo inteiro. O IT é um modelo de política monetária em que o anúncio explícito por parte do governo de metas para a inflação é feito junto ao reconhecimento público de que a estabilidade de preços é o objetivo de longo prazo da política monetária (ARESTIS, 2003, p.6). O regime de metas para inflação pode ser visto como arcabouço institucional para a política monetária no qual as autoridades monetárias podem controlar a inflação dando mais transparência às ações do governo, possibilitando a criação de um ambiente em que as expectativas dos agentes econômicos possam ser formadas com maior consistência e racionalidade.

> *"Such a monetary policy framework, improves communication between the public, business and markets on the one hand, and policy-makers on the other hand, and provides discipline, accountability, transparency and flexibility in monetary policy"(ARESTIS, 2003, p.6).*

[5]Como por exemplo os Estados Unidos nos anos 50 e a Alemanha no período pós guerra.
[6]Para um tratamento mais detalhado sobre a literatura ver Persson e Tabellini (1990).

Segundo Arestis (2003, p.5-8), a condução da política monetária por meio do IT pode ser entendida da seguinte forma:

(i) Delegação do controle da inflação às autoridades monetárias, a quem cabe montar um modelo de previsão para a inflação por meio de relevantes variáveis econômicas;
(ii) Anúncio público de uma meta de inflação, sendo uma taxa ou uma banda de variação, em um determinado período, ficando as autoridades monetárias responsáveis em alcançar a meta estabelecida;
(iii) Uso dos instrumentos de política monetária, como taxa de juros, para a condução da economia, operando de forma *forward-looking*, visando a antecipar pressões inflacionárias e manter a inflação dentro da meta.

Segundo Masson (1997, p.7), em países em desenvolvimento, é necessário que as autoridades monetárias tenham algum grau considerável de autonomia na condução da política monetária para que se possa adotar o regime de metas de inflação. Esse pré-requisito não necessariamente implica que os países devam ter um banco central independente, mas que as autoridades monetárias devam possuir liberdade para a condução dos instrumentos de política monetária, visando a algum objetivo nominal.

Entretanto, Alesina e Summers (1993) alegam que a independência do banco central é um passo muito importante na manutenção da credibilidade dos dirigentes dos bancos centrais e no controle da estabilidade de preços. Essa tese é reforçada por seus trabalhos que encontraram evidências empíricas de uma relação inversa entre graus de independência dos bancos centrais e a inflação média desses países.

Giambiagi e Rigolon (1999, p.11) afirmam que a interação do IT com outros objetivos econômicos somente poderá ocorrer se esses objetivos forem críveis de serem cumpridos sem que o cumprimento da meta de inflação seja prejudicado. Por exemplo, a interação entre IT e um regime de câmbio fixo não são consistentes, pois, nesse caso, a política monetária é endógena e não é possível se alcançar uma inflação no médio prazo diferente daquela a qual a moeda teve o câmbio fixado. Um objetivo de pleno emprego não seria inconsistente com o IT, uma vez que a estabilidade de preços seria o melhor objetivo a ser alcançado pela política monetária para que se atinja o pleno emprego.

O IT possui algumas vantagens que justificam os motivos que fizeram com que o regime se tornasse popular e passasse a ser adotado por diversos países nos últimos anos. Fischer (1995), Fischer (1996), Svensson (1997), Taylor (1996) e Bernanke e Mishkin (1997) destacam como principais vantagens:

(i) Concentra a política monetária na busca de um único objetivo, a estabilidade de preços. No longo prazo, a estabilidade de preços é preferível a níveis de

preços altos, pois níveis altos de inflação possuem custos sociais maiores que níveis baixos e não estimulam o crescimento econômico. A estabilidade de preços reduz a incerteza, aumenta a eficiência alocativa e incentiva o investimento, o crescimento da produtividade e o crescimento econômico;

(ii) O regime permite uma resposta mais rápida das autoridades monetárias a choques inflacionários no curto prazo, estabilizando preço e produto;

(iii) O regime aumenta a credibilidade e a transparência do Banco Central, uma vez que os agentes econômicos podem avaliar a eficiência da política monetária no controle da inflação por meio da comparação entre a taxa de inflação corrente e a meta estabelecida;

(iv) Metas para a inflação, que possam ser alcançadas pelos Bancos Centrais, servem como âncora nominal na formação das expectativas inflacionárias e na formação dos preços e dos salários, tirando a importância de metas cambiais e monetárias;

(v) Os desenvolvimentos da teoria macroeconômica também contribuíram para que o regime se tornasse popular. Dentre os desenvolvimentos, se destacam: a redução na confiança em uma política monetária contra-cíclica; o consenso da inexistência do *trade-off* entre inflação e crescimento no longo prazo; os argumentos a favor do comprometimento e credibilidade para a política monetária e o consenso que a baixa inflação promove no crescimento econômico e eficiência no longo prazo.

No que se refere ao debate entre regras e discricionariedade, o regime de metas para inflação é frequentemente interpretado como sendo um regime monetário situado dentre os regimes baseados em regras. Entretanto, Bernanke e Mishkin (1997, p.8) preferem situá-lo como um regime "discricionário restrito". Os autores argumentam que o regime não pode ser visto como um regime puramente baseado em regras pois, apesar de haver objetivo em manter a inflação dentro de um patamar estabelecido, o banco central também se preocupa com outras variáveis como o produto, desemprego, taxa de câmbio, dentre outras. Dentro da meta de inflação pré-estabelecida, o IT permite ao banco central trabalhar da melhor forma para responder aos choques e aos desvios da meta, assim como as condições da taxa de câmbio, do produto e do desemprego. Tratar o IT como um regime puramente de regras levaria a resultados econômicos pobres e a uma descaracterização de como o regime tem sido posto em prática.

> *"At a technical level, inflation targeting does not qualify as a policy rule in that it does not provide a simple and mechanical operational instructions to the central bank. Rather, the inflation targeting approach enjoins the central bank to use its structural and judgmental models of economy, in conjunction with all relevant information, to determine the policy action most likely to achieve the inflation target, and then to take that action" (BERNANKE; MISHKIN, 1997, p.11).*

O regime IT é a consolidação do consenso macroeconômico, no que tange à gestão de política monetária, e está embasado nos modelos teóricos novo-keynesianos. Na próxima seção

será apresentada uma versão mais simples e do modelo novo-keynesiano para uma economia pequena e aberta, em que a determinação da regra para taxa de juros é baseada numa função de perda do banco central para o regime de metas de inflação e discutir.

2.4 O modelo novo-keynesiano sob metas de inflação

O objetivo desta seção é apresentar o modelo agregado novo-keynesiano de forma a explicitar o papel dos objetivos das políticas e das preferências do banco central. Uma vez que a proposta do trabalho é analisar as fontes e os efeitos dos choques que afetam a economia brasileira, também será discutida, a luz do modelo novo-keynesiano, a forma pela qual a economia responde a choques sob o regime de metas de inflação, e como a variabilidade da inflação e do hiato do produto dependem das preferências do banco central. O modelo novo-keynesiano de política monetária que vem sendo cada vez mais usado pelos bancos centrais é o chamado modelo de três equações. O modelo de três equações é composto por: uma curva curva de Phillips expectacional (PC), derivada a partir das decisões ótimas das firmas em estabelecer preços, sendo componente padrão dos modelos macroeconômicos que incorporam a suposição de preços rígidos; uma curva *Investment-Saving* expectacional novo-keynesiana (IS), fazendo a ligação entre a taxa de juros, inflação e a atividade econômica por meio da demanda agregada; e uma regra para a política monetária (MPR) baseada na taxa de juros, derivada a partir da otimização de uma função de perda do banco central sob metas de inflação estando sujeita aos resultados ótimos obtidos pela curva IS e PC, diferenciando-se de uma regra do tipo Taylor pelo fato de ser obtida a partir das relações implícitas do modelo estrutural. O modelo ficou conhecido como modelo IS-PC-MPR. O modelo novo-keynesiano apresentado a seguir encontra-se no trabalho de Walsh (2002).

A Curva de Phillips explicita a relação entre a taxa de inflação corrente da economia como função das expectativas de inflação e do hiato do produto, sendo descrita por:

$$\pi = \pi^e + \alpha x + e. \tag{2.7}$$

Onde π denota a taxa de inflação; π^e representa as expectativas de inflação; x o hiato do produto, dado por: $x = \frac{(y-y^n)}{y^n}$, sendo y o produto corrente da economia e y^n o produto natural. O termo e representa choques de inflação dado por outros fatores que afetem a inflação.

A introdução da economia aberta no modelo novo-keynesiano é dada por meio de uma função de paridade de juros descoberta, que dá uma relação entre a taxa de juros real e o câmbio. Essa relação baseia-se na idéia de que a taxa de retorno de títulos de países diferentes não devam apresentar valores diferentes, uma vez que os movimentos do câmbio compensem a diferença nas taxas de juros (ROMER, 2006, p. 234). Se um investidor compra uma unidade de um título doméstico que paga uma taxa de retorno contínua r. No tempo $t + \Delta t$ o valor real do seu título

é $e^{r\Delta t}$. Supondo que, ao invés disso, o investidor compre títulos estrangeiros. Os fundos que o investidor utilizou para comprar títulos domésticos podem agora ser utilizados para comprar $\frac{1}{\varepsilon(t)}$ unidades de títulos estrangeiros. No tempo Δt, esses títulos terão o valor externo de $\frac{e^{r^*\Delta t}}{\varepsilon(t)}$ e de $\frac{\varepsilon(t+\Delta t)e^{r^*\Delta t}}{\varepsilon(t)}$ domesticamente. Sob perfeita mobilidade de capitais, essas duas formas de investimento devem apresentar o mesmo retorno. Os valores de $\varepsilon(t)$, r e r^* são conhecidos. Porem, o valor de $\varepsilon(t+\Delta t)$ é desconhecido. Então:

$$\varepsilon^{r\Delta t} = \frac{E[\varepsilon(t+\Delta t)]}{\varepsilon(t)} e^{r^*\Delta t}. \tag{2.8}$$

A equação (2.8) deve ser válida para todos os valores de Δt. A derivada de ambos os lados em relação a Δt é igual a:

$$e^{r\Delta t} r = \frac{E[\varepsilon(t+\Delta t)]}{\varepsilon(t)} e^{r^*\Delta t} r^* + e^{r^*\Delta t} \frac{E[\dot{\varepsilon}(t+\Delta t)]}{\varepsilon(t)}.$$

Fazendo $\Delta t = 0$, temos:

$$r = r^* + \frac{E[\dot{\varepsilon}(t)]}{\varepsilon(t)}. \tag{2.9}$$

Onde $\frac{E[\dot{\varepsilon}(t)]}{\varepsilon(t)}$ representa a variação da taxa de câmbio real. Assumindo que $\frac{E[\dot{\varepsilon}(t)]}{\varepsilon(t)} = \rho$, $r = i - \pi^e$ e adicionando a equação (2.9) um termo aleatório ν, que represente distúrbios da relação de paridade de juros (assumindo que esse tenha média igual a zero e que seja não auto-correlacionado), temos a equação (2.9) dada por:

$$\begin{aligned} r^* &= i - \pi^e - \rho + \nu \\ r^* - \nu &= i - \pi^e - \rho \\ \mu &= i - \pi^e - \rho. \end{aligned} \tag{2.10}$$

Onde $\mu = r^* - \nu$. Dado que ν possui média igual a zero, então $E(\mu) = r^*$. A esperança da equação (2.10) representa a equação de paridade de juros, sendo igual a:

$$E[\mu] = i - \pi^e - \rho. \tag{2.11}$$

A curva *Investment-Saving* denota a função do hiato do produto com relação à taxa de juros, às expectativas de inflação e ao câmbio real, a paridade de juros, dada por[7]:

$$\frac{y}{y^n} = \frac{y_o}{y^n} - \beta[i - \pi^e - \rho] + u. \tag{2.12}$$

Onde i é a taxa de juros nominal e ρ o câmbio real. O coeficiente negativo da taxa de juros reflete

[7]Neste modelo, o produto da economia é tratado em termos percentuais. Esse fato não altera os principais resultados encontrados pelos modelos que tratam do produto em termos absolutos.

os efeitos da substituição intertemporal do consumo[8] ou dos efeitos do investimento sobre os custos e o crédito. O termo u denota outros fatores aleatórios que podem influenciar a demanda agregada e o produto, sendo esse não auto-correlacionado e com média zero. Subtraindo y^n de ambos os lados da equação (2.12), pode reescreve-la como:

$$x = x_o - \beta[i - \pi^e - \rho] + u, \tag{2.13}$$

onde $x_o = \frac{(y-y^n)}{y^n}$.

Para completar o modelo, devemos agora determinar a regra para a política monetária. Nesse modelo, iremos determinar uma regra monetária a partir de uma relação ótima entre a curva IS e as preferências do banco central, ao invés de determina-la de maneira ad hoc, como feito, por exemplo, seguindo uma regra do tipo de Taylor. O regime de metas para a inflação tem sido caracterizado e implementado por diferentes países de diversas maneiras. De modo geral, no contexto de metas para a inflação, o banco central fica comprometido com uma função objetivo do tipo[9]:

$$L^{IT} = [\frac{1}{2}\lambda(x)^2 + \frac{1}{2}\theta(\pi - \pi^T)^2], \tag{2.14}$$

onde λ é uma medida do custo dos desvios do hiato do produto e θ é uma medida dos custos das flutuações da inflação. O termo π^T é a meta de inflação. Assumindo que o banco central aja de forma a minimizar os desvios do hiato do produto e a inflação de sua meta, o banco central irá balancear os custos e os benefícios marginais esperados de suas ações. Sendo o custo marginal de flutuações do produto igual a λx e o custo marginal de flutuações da inflação igual a $\theta(\pi - \pi^T)$, então, um pequeno aumento de x, Δx, gera um ganho de $-\lambda x \Delta x$. Uma vez que o aumento do hiato do produto aumenta a inflação, temos, pela equação (2.7), um efeito de $\alpha\Delta x$ e um custo de $\alpha\theta(\pi - \pi^T)\Delta x$. Igualando os custos e benefícios temos:

$$\begin{aligned} -\lambda x \Delta x &= \alpha\theta(\pi - \pi^T)\Delta x \\ x &= -\left(\frac{\alpha\theta}{\lambda}\right)(\pi - \pi^T). \end{aligned} \tag{2.15}$$

A equação (2.15) mostra a relação entre o hiato do produto e os desvios da inflação que são consistentes com as ações do banco central ao minimizar os custos associados a variação do produto e da inflação. Tomando $\varphi = \frac{\lambda}{\alpha\theta}$, podemos reescrever a equação (2.15) por:

$$\pi = \pi^T - \varphi x. \tag{2.16}$$

Resolvendo a equação (2.16) para o hiato do produto e substituindo na curva IS, a equação para

[8]Como resultado obtido pelos recentes modelos novo-keynesianos microfundamentados, derivados a partir das relações de consumo intertemporal das famílias. Para maiores detalhes sobre os modelos novo-keynesianos microfundamentados ver Walsh (2003, Capítulo 6).

[9]A equação (2.14) está associada a equação (2.2). Assumindo que $x = y - y^n$, $\lambda = 1$ e $\theta = a$ temos que a equação (2.14) se torna equivalente a equação (2.2).

a regra da política monetária (MPR) é obtida e, solucionando a curva IS para a taxa de juros, obtemos:

$$i = \phi x_o + \pi^e + \rho + \psi(\pi - \pi^T) + \varepsilon, \tag{2.17}$$

onde: $\phi = \frac{1}{\beta}$; $\psi = \frac{1}{\varphi\beta}$ e $\varepsilon = \frac{u}{\beta}$. Pela equação (2.17) podemos notar que desvios da inflação corrente acima da meta de inflação levam a aumentos da taxa de juros, enquanto que desvios abaixo levam à diminuição da taxa de juros. A equação (2.17) também leva em consideração fatores expectacionais. A taxa de juros está diretamente relacionada com a expectativa de inflação. Desvios no hiato do produto também estão relacionados diretamente com a taxa de juros, ou seja, um aumento do hiato do produto ou da expectativa de inflação levam a aumentos da taxa de juros. É importante ressaltar que o termo de erro ε na equação MPR é formado pelos choques que a atingem a economia ao longo do tempo. O que significa que o banco central, ao conduzir a política monetária, estará sujeito a distúrbios que a economia venha a enfrentar.

A partir do modelo novo-keynesiano apresentado acima, podemos analisar como a determinação do produto e da inflação é afetada por mudanças no equilíbrio da economia ao responder aos choques a que essas variáveis estão sujeitas. O equilíbrio da economia é atingido quando o hiato do produto é igual a zero e a inflação corrente é igual a meta de inflação. Supondo, por exemplo, que a economia sofra um choque de inflação negativo, $e < 0$, a inflação irá se reduzir temporariamente. Uma vez que a diminuição da inflação faz com que o custo marginal da inflação se reduza, o banco central irá diminuir a taxa de juros para estimular a economia e aumentar o produto, levando a economia para um equilíbrio com o hiato do produto positivo. Num período subsequente, quando $e = 0$, a taxa de inflação volta para sua meta, o banco central, então, aumenta a taxa de juros, fazendo com que o hiato do produto retorne a zero. No caso de um choque de demanda positivo, $u > 0$, pela equação (2.13), o hiato do produto se tornará positivo. Uma vez que o hiato do produto afeta a inflação corrente, o banco central visando minimizar sua variação irá aumentar a taxa de juros. A economia irá para um equilíbrio com hiato do produto positivo e aumento da taxa de juros. Dado que os choques são temporários, quando $u = 0$, o produto voltará para sua taxa natural e o banco central diminuirá a taxa de juros.

2.5 Modelo empírico

2.5.1 Teste de raiz unitária

Os testes de raiz unitária nos ajudam a entender o tipo de processo gerador de dados de uma série temporal. A determinação do tipo do processo gerador de dados em séries temporais torna-se relevante uma vez que processos não estacionários trazem implicações para os estimadores de mínimos quadrados que devem ser tratados a fim de não se obter regressões espúrias. Uma

série temporal é dita não estacionária se ao menos uma das raízes características for maior ou igual a um.

Neste trabalho as séries utilizadas são testadas por meio do teste Dickey-Fuller GLS e do teste Ng-Perron. O uso de dois testes de raiz unitária se justifica pelo fato de que, apesar de possuir um poder maior, o teste de Ng-Perron é construído de forma não-paramétrica. Essa característica do teste faz com que não seja possível verificarmos as defasagens que compõem a estrutura determinista das séries temporais. O teste Dickey-Fuller GLS é construído de forma paramétrica e com ele podemos verificar a estrutura de defasagens que compõem as séries.

Para determinar a presença de uma raiz unitária na série Y_t, o teste de Dickey e Fuller (1981, p.1057) estima, a partir da equação $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$, valores para ρ, onde $t = 2, 3, ..., n$, ε é uma sequência de erros normais com esperança nula e variância igual a σ^2. O estimador de α e ρ condicionais em Y_1, sob a hipótese nula $H_0 : \rho = 1$, são os estimadores de mínimos quadrados:

$$\begin{aligned} \hat{\rho} &= \left[\sum_{t=2}^{n} (Y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \right]^{-1} \sum_{t=2}^{n} (Y_t - \bar{y}_0)(Y_{t-1} - \bar{y}_{-1}), \\ \hat{\alpha} &= \bar{y}_0 - \hat{\rho}\bar{y}_{-1}, \end{aligned}$$

onde $\bar{y}_i = (n-1)^{-1} \sum_{t=2}^{n} Y_{t+i}$ para $i = -1, 0$.

Entretanto, quando a hipótese nula é válida, ou seja, quando a série é diferença-estacionária ($\rho = 1$), as distribuições dos testes de hipóteses não seguem a distribuição de estatística de teste t. Desta forma, os valores calculados da estatística de teste t não podem ser utilizados como parâmetro de decisão do teste. Visto isso, Dickey e Fuller (1981, p.1062) recalcularam os valores das novas distribuições e as reportaram em seu trabalho. A nova estatística de teste calculada pelos autores se altera devido a mudanças na definição da equação de teste e quando o tamanho da amostra muda.

Um dos problemas encontrados pelo teste desenvolvido por Dickey e Fuller (1981) está baseado ao fato do teste supor que o resíduo da regressão seja um ruído branco. Esta característica pode não ser encontrada quando a regressão é tomada apenas incluindo o parâmetro regressivo ou um termo de tendência, o que traz distorções para o teste. Uma forma de se corrigir esse problema é incluir variáveis regressivas necessárias para que o resíduo da regressão se torne um ruído branco. O teste ficou conhecido como teste Dickey-Fuller aumentado (BUENO, 2008, p.100). Suponha que y_t seja um processo um processo autorregressivo de ordem p:

$$y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + ... + \rho_{p-1} y_{t-p+1} + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t.$$

Adicionando e subtraindo $\rho_p y_{t-p+1}$, temos:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + \rho_1 y_{t-1} + ... + \rho_{p-1} y_{t-p+1} + \rho_p y_{t-p} + \rho_p y_{t-p+1} - \rho_p y_{t-p+1} + \varepsilon_t \\ &= \mu + \rho_1 y_{t-1} + ... + (\rho_{p-1} + \rho_p) y_{t-p+1} - \rho_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Adicionando e subtraindo da equação anterior $(\rho_{p-1} + \rho_p) y_{t-p+2}$, temos:

$$\begin{aligned} y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + ... &+ (\rho_{p-1} + \rho_p) y_{t-p+2} - (\rho_{p-1} + \rho_p) y_{t-p+2} + \\ &+ (\rho_{p-1} + \rho_p) y_{t-p+1} - \rho_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \\ y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + ... &+ (\rho_{p-2} + \rho_{p-1} + \rho_p) y_{t-p+2} - \\ &- (\rho_{p-1} + \rho_p) \Delta y_{t-p+2} - \rho_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Repetindo esse processo p vezes, temos:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

em que:

$$\begin{aligned} \alpha &= -\left(1 - \sum_{i=1}^{p} \rho_i\right); \\ \lambda_i &= -\sum_{j=i}^{p} \rho_{j+1}. \end{aligned}$$

As defasagens incluídas na equação de regressão do teste não afetam os valores críticos encontrados por Dickey e Fuller (1981, p.1062), podendo estes serem usados para o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF).

O teste de ADF passou a sofrer diversas críticas pelo fato do teste possuir um baixo poder quando a série apresenta uma raiz próxima de 1 porém menor do que 1, não rejeitando a hipótese nula quando esta é falsa, ou seja, ocorrendo frequentemente ao erro do tipo II. Ng e Perron (1996, tabela 3) mostram que o teste ADF possui um poder de 25,8% quando a série não possui termos deterministas, ao nível de significância de $0,95$, numa amostra de 200 observações.

Elliott, Rothenberg e Stock (1996, tabela II) mostram que o teste ADF também apresenta baixo poder quando a série possui termos deterministas. Os autores propõem, então, uma forma de aumentar o poder do teste por meio de uma pré-filtragem nas séries de modo a se retirar os termos deterministas antes da regressão do teste de ADF, estimados por mínimos quadrados generalizados, passando o teste a ser conhecido por DF-GLS (BUENO, 2008, p.114). O teste é construído na formulação de Bhargava, considerando o seguinte modelo e procedimento:

$$y_t = d_t + u_t; \tag{2.18}$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + e_t; \tag{2.19}$$

$$e_t = \psi(L)\varepsilon_t; \tag{2.20}$$

$$d_t = \sum_{h=0}^{H} \delta_h t^h \equiv \delta' x_t. \tag{2.21}$$

Onde d_t representa a parcela dos termos determinísticos de tendência e *drift*. Se $\alpha = 1$, y_t é integrado de ordem 1. Assume-se também que $E(u_0^2) < \infty$, $\sum_{j=1}^{\infty} j \mid \psi_j \mid < \infty$. O procedimento do teste é, então, dado por:

(i) Dado uma sequência $z_t{}_{t=0}^{T}$, é definida uma sequência tal que:

$$(z_0^{\bar{\alpha}}, z_t^{\bar{\alpha}}) \equiv (z_0, (1-\bar{\alpha}L)z_t), t = 1, 2, ..., T,$$

para algum $\bar{\alpha} \equiv 1 + \frac{c}{T}$;

(ii) Encontrar $\hat{\delta}(\bar{\alpha})$ que minimize a função:

$$L(\bar{\alpha}) = \min_{\delta(\bar{\alpha})_{h=0}^{H}} [y_t^{\bar{\alpha}} - \hat{\delta}(\bar{\alpha})' x_t^{\bar{\alpha}}]' [y_t^{\bar{\alpha}} - \hat{\delta}(\bar{\alpha})' x_t^{\bar{\alpha}}];$$

(iii) Obter a série y_t^d, na qual os termos determinísticos foram removidos:

$$y_t^d \equiv y_t - \hat{\delta}(\bar{\alpha})' x_t;$$

(iv) Realizar o teste ADF utilizando a série pré-filtrada:

$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta y_{t-i}^d + \varepsilon_t.$$

Neste teste não é necessário incluir constante ou tendência a y_t^d, uma vez que a série não possui termos deterministas.

O teste de raiz unitária de Ng e Perron (1996) propõem modificações ao teste de raiz unitária desenvolvido por Phillips e Perron (1988). Ng e Perron (2001) argumentam que os testes de raiz unitária desenvolvidos até então ainda sofriam de baixo poder de teste quando o polinômio regressivo está próximo de 1. Além disto, os autores argumentam que os testes de raiz unitária sofriam de distorções de tamanho quando o polinômio de média móvel da primeira diferença das séries possuem raízes negativas próximas de 1. Isso fazia com que os testes rejeitassem a hipótese de raiz unitária frequentemente.

Ng e Perron (1996, p.4) propõem modificações nos testes z de Phillips e Perron (1988) que, por meio de simulações, mostraram-se mais robustos ao tamanho do teste. Os teste levaram o

nome de M teste, dando referência as modificações feitas nos testes originais. Os testes foram determinados para o caso em que não haja termos deterministas nas séries. São eles:

$$
\begin{aligned}
Mz_\alpha &= \frac{\left(\frac{y_T^2}{T} - s_{AR}^2\right)}{\frac{2\sum_{t=1}^{T} y_{t-1}^2}{T^2}} \\
MSB &= \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T} y_{t-1}^2}{T^2 s_{AR}^2}} \\
Mz_t &= Mz_\alpha X MSB
\end{aligned}
$$

Partindo do modelo especificado pelas equações (2.18), (2.19), (2.20) e (2.21), o teste testa a hipótese de que $\alpha = 1$ contra $\alpha < 1$. Os testes são baseados na estimação autoregressiva da densidade espectral à frequência zero[10] de e_t, s_{AR}^2. Seja $\hat{\beta}(1) = \sum_{i=1}^{k} \hat{\beta}_i$, $\hat{\sigma}_k^2 = (T-k)^{-1} \sum_{t=k+1}^{T} \hat{e}_{tk}^2$, com $\hat{\beta}_i$ e $\hat{e}_{tk}$ obtidos por mínimos quadrados por meio da regressão $\Delta y_t = d_t + \beta_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \beta_i \Delta y_{t-j} + e_{tk}$, então:

$$s_{AR}^2 = \hat{\sigma}_k^2 / (1 - \hat{\beta}(1))^2.$$

Ng e Perron (2001, p.9) propuseram ainda que os testes Mzs pudessem ter seu poder aumentado com o uso das séries pré-filtradas, retirando-se os componentes deterministas das séries, obtendo-se assim os M_z^{GLS} testes. Apesar do aumento de ganho dos testes ao se realizar a pré-filtragem das séries, os M testes continuavam sensíveis a escolha do tamanho das defasagens utilizadas nos testes. Os testes feitos por Ng e Perron (2001) mostraram que o uso do critério de informação de Akaike Modificado (MAIC) mostrou-se mais adequado para a escolha das defasagens utilizadas. No caso do uso de um método de estimação espectral não paramétrico de Parzen Kernel, Ng e Perron (2001) recomendam o uso do procedimento de Newey West para a definição do tamanho das janelas.

2.5.2 Vetores autorregressivos

A estimação empírica do modelo teórico será feita utilizando-se do ferramental econométrico dos vetores autorregressivos. Os vetores autorregressivos (VAR) são um modelo econométrico livre de teoria econômica usado para determinar relações empíricas entre as variáveis econômicas no tempo, dentre múltiplas séries de tempo, generalizando os modelos AR. As variáveis dos modelos VAR são tratadas de forma simétrica, sendo que as variáveis dependentes são determinadas pelos seus próprios valores passados e pelos valores presentes e passados das outras variáveis do modelo. As variáveis utilizadas para compor o VAR são as variáveis que compõe o conjunto de informação utilizado no trabalho e obtidas pelas equações

[10] Variância de longo prazo.

(2.7), (2.13) e (2.17). Portanto, o vetor de variáveis compõe o conjunto de informação é dado por $z = \{\ \pi_t;\ \ x_t;\ \ \rho_t;\ \ i_t\ \}$, onde π_t é a taxa de inflação, x_t é o hiato do produto real nacional, ρ_t é a taxa de câmbio real e i_t é a taxa de juros[11]. Então, temos o sistema:

$$\pi_t = b_{10} - b_{12}x_t - b_{13}\rho_t - b_{14}i_t + \gamma_{11}\pi_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + \gamma_{13}\rho_{t-1} + \gamma_{14}i_{t-1} + \varepsilon_{\pi t} \quad (2.22)$$

$$x_t = b_{20} - b_{21}\pi_t - b_{23}\rho_t - b_{24}i_t + \gamma_{21}\pi_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \gamma_{23}\rho_{t-1} + \gamma_{24}i_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (2.23)$$

$$\rho_t = b_{30} - b_{31}\pi_t - b_{32}x_t - b_{34}i_t + \gamma_{31}\pi_{t-1} + \gamma_{32}x_{t-1} + \gamma_{33}\rho_{t-1} + \gamma_{34}i_{t-1} + \varepsilon_{\rho t} \quad (2.24)$$

$$i_t = b_{30} - b_{41}\pi_t - b_{42}x_t - b_{43}\rho_t + \gamma_{41}\pi_{t-1} + \gamma_{42}x_{t-1} + \gamma_{43}\rho_{t-1} + \gamma_{44}i_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.25)$$

no qual é assumido que as variáveis são estacionárias. Caso contrário o modelo de correção de erros poderia ser a representação adequada, no caso de haver cointegração entre as séries que forem diferença-estacionárias. Os variáveis $\varepsilon_{\pi t}$, ε_{xt}, $\varepsilon_{\rho t}$ e ε_{it} refletem os choques que as variáveis π_t, x_t, ρ_t e i_t sofrem ao longo do tempo e assume-se que esses possuam um comportamento *white-noise* com desvios padrão iguais à σ_π, σ_x, σ_ρ e σ_i. Neste modelo é assumido que os choques não são correlacionados entre si.

Esse tipo de modelo é chamado de modelo VAR de primeira ordem, pois o *lag* mais longo das variáveis defasadas é igual a um. As equações (2.22) a (2.25) formam o VAR estrutural. Essa forma pode ser transformada num sistema de equações mais simples e úteis, denominada VAR padrão. Para isso devemos primeiro escrever as equações (2.22) a (2.25) na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ x_t \\ \rho_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \\ b_{40} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \gamma_{14} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & \gamma_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ x_{t-1} \\ \rho_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi t} \\ \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{\rho t} \\ \varepsilon_{it} \end{bmatrix}$$

ou

$$Bz_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & 1 & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix}, z_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ x_t \\ \rho_t \\ i_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \\ b_{40} \end{bmatrix},$$

[11] O modelo econométrico apresentado nessa seção segue o modelo sugerido por Enders (2004, p. 264).

$$\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \gamma_{14} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & \gamma_{44} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi t} \\ \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{\rho t} \\ \varepsilon_{it} \end{bmatrix}$$

Pré-multiplicando as matrizes por B^{-1} nos dá o modelo VAR na forma padrão, dada por:

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + e_t, \tag{2.26}$$

onde: $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$.

Por uma questão de notação, podemos definir a_{i0} como o elemento i do vetor A_0, $a_i j$ como o elemento da linha i e coluna j da matrix A_1, e e_{it} como o elemento i do vetor e_t. Então podemos escrever (2.26) como:

$$\pi_t = a_{10} + a_{11}\pi_{t-1} + a_{12}x_{t-1} + a_{13}\rho_{t-1} + a_{14}i_{t-1} + e_{1t} \tag{2.27}$$

$$x_t = a_{20} + a_{21}\pi_{t-1} + a_{22}x_{t-1} + a_{23}\rho_{t-1} + a_{24}i_{t-1} + e_{2t} \tag{2.28}$$

$$\rho = a_{30} + a_{31}\pi_{t-1} + a_{32}x_{t-1} + a_{33}\rho_{t-1} + a_{34}i_{t-1} + e_{3t} \tag{2.29}$$

$$i_t = a_{40} + a_{41}\pi_{t-1} + a_{42}x_{t-1} + a_{43}\rho_{t-1} + a_{44}i_{t-1} + e_{4t} \tag{2.30}$$

É importante notar que os termos de erros e_{1t}, e_{2t}, e_{3t} e e_{4t} são composições dos choques $\varepsilon_{\pi t}$, ε_{xt}, e $\varepsilon_{\rho t}$ e ε_{it}, nos quais $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$. A matriz de variância-covariância dos choques será definida por:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} var(e_{1t}) & cov(e_{1t}, e_{2t}) & cov(e_{1t}, e_{3t}) & cov(e_{1t}, e_{4t}) \\ cov(e_{2t}, e_{1t}) & var(e_{2t}) & cov(e_{2t}, e_{3t}) & cov(e_{2t}, e_{4t}) \\ cov(e_{3t}, e_{1t}) & cov(e_{3t}, e_{2t}) & var(e_{3t}) & cov(e_{3t}, e_{4t}) \\ cov(e_{4t}, e_{1t}) & cov(e_{4t}, e_{2t}) & cov(e_{4t}, e_{3t}) & var(e_{4t}) \end{bmatrix}$$

Dado que todos os elementos da matriz Σ são independentes temporalmente, podemos re-escrevê-la de forma compacta por:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_4^2 \end{bmatrix} \tag{2.31}$$

onde $var(e_{it}) = \sigma_i^2$ e $cov(e_{it}, e_{jt}) = \sigma_{ij} = \sigma_{ji}$.

2.5.3 Condição de estabilidade e estacionariedade

Num modelo autorregressivo de primeira ordem dado por $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$, a condição de estabilidade requer que $a_1 < 1$ em valor absoluto. Esta condição de estabilidade está relacionada diretamente com a matriz A_1 no modelo VAR de primeira ordem dado por (2.26). Iterando o sistema (2.26) de traz para frente obtemos:

$$\begin{aligned} z_t &= A_0 + A_1(A_0 + A_1 z_{t-2} + e_{t-1}) + e_t \\ &= (I + A_1)A_0 + A_1^2 z_{t-2} + A_1 e_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

onde I é uma matriz identidade 4x4. Após n iterações, temos:

$$z_t = (I + A_1 + ... + A_1^n)A_0 + \sum_{i=0}^{n} A_1^i e_{t-1} + A_1^{n+1} z_{t-n-1}$$

Continuando a iteração, para que a expressão convirja é necessário que a expressão A_1^n convirja para zero quando n tender ao infinito. Para que o VAR seja estável é necessário que as raízes características do VAR estejam dentro do círculo unitário. Supondo que a condição de estabilidade seja satisfeita, então podemos escrever uma solução para z_t como:

$$z_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \tag{2.32}$$

onde $\mu = [\ \bar{\pi} \quad \bar{x} \quad \bar{\rho} \quad \bar{i}\ ]$ representa a média incondicional de π_t, x_t, ρ_t e i_t. As variâncias e covariâncias de π_t, x_t, ρ_t e i_t são obtidas da seguinte forma. Primeiro, forma-se a matriz de variância-covariância dada por:

$$E(z_t - \mu)^2 = E\left[\sum_{i=0}^{\infty} A1^i e_{t-i}\right]^2$$

Em seguida, utilizando (2.31) temos que:

$$Ee_t^2 = E\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} e_{1t} & e_{2t} & e_{3t} \end{bmatrix} = \Sigma$$

Dado que $Ee_t e_{t-i} = 0$ para $i \neq 0$ segue que:

$$\begin{aligned} E(z_t - \mu)^2 &= (I + A_1^2 + A_1^2 + A1^4 + A_1^6 + ...)\Sigma \\ &= [I - A_1^2]^{-1}\Sigma \end{aligned}$$

onde assume-se que a condição de estabilidade seja satisfeita, ou seja, $\lim_{n\to\infty} A_1^n = 0$.

2.5.4 Identificação

Olhando para as equações do VAR estrutural (2.22) a (2.25) temos que os erros $\varepsilon_{\pi t}$, ε_{xt}, $\varepsilon_{\rho t}$ e ε_{it} são correlacionados com as variáveis dependentes do modelo. Isto ocorre pelo fato de cada variável dependente do modelo ser determinada pelas demais variáveis dependentes do modelo. Se, em cada equação, substituirmos as variáveis explicativas por suas equações, teremos os erros correlacionados. Por essa razão, não podemos estimar o modelo estrutural diretamente. Regressões por mínimos quadrados requerem que o termo de erro seja não correlacionado com os coeficientes. Entretanto, quando estimamos o VAR por meio das equações (2.27) a (2.30) na forma padrão não incorremos nesse problema. Neste caso, é possível utilizar mínimos quadrados para estimarmos os elementos da matriz A_0 e A_1.

Entretanto, em alguns casos estamos interessados na estimação dos parâmetros das equações do VAR estrutural e/ou nos choques estruturais. Neste caso, faz-se necessário obtê-los a partir das estimativas feitas pelo VAR na forma padrão. Em geral, não conseguimos obter tais estimações, pois o VAR estrutural normalmente possui um número maior de parâmetros a serem estimados do que o VAR na forma padrão. Por exemplo, o VAR estrutural (2.22) a (2.25) possui possui trinta e seis parâmetros a serem estimados (trinta e dois parâmetros estruturais e quatro variâncias), enquanto o VAR padrão (2.27) a (2.30) possui trinta parâmetros (vinte parâmetros estruturais, quatro variâncias e seis covariâncias). O sistema de equações (2.22) a (2.25) será não identificado a menos que seis dos coeficientes sejam restringidos.

Sims (1980) propôs uma maneira de identificar o modelo de forma recursiva. Supondo que desejamos restringir o VAR estrutural, impondo que os coeficientes $b_{21} = b_{31} = b_{32} = b_{41} = b_{42} = b_{43} = 0$, então podemos re-escrever as equações (2.22) a (2.25) como:

$$\pi_t = b_{10} - b_{12}x_t - b_{13}\rho_t - b_{14}i_t + \gamma_{11}\pi_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + \gamma_{13}\rho_{t-1} + \gamma_{14}i_{t-1} + \varepsilon_{\pi t} \quad (2.33)$$

$$x_t = b_{20} - b_{23}\rho_t - b_{24}i_t + \gamma_{21}\pi_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \gamma_{23}\rho_{t-1} + \gamma_{24}i_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (2.34)$$

$$\rho_t = b_{30} - b_{34}i_t + \gamma_{31}\pi_{t-1} + \gamma_{32}x_{t-1} + \gamma_{33}\rho_{t-1} + \gamma_{34}i_{t-1} + \varepsilon_{\rho t} \quad (2.35)$$

$$i_t = b_{30} + \gamma_{41}\pi_{t-1} + \gamma_{42}x_{t-1} + \gamma_{43}\rho_{t-1} + \gamma_{44}i_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2.36)$$

Podemos, então, voltar ao VAR padrão para e estimá-lo por mínimos quadrados, pré-multiplicando o sistema acima pela matriz B^{-1}, como feito anteriormente, na forma:

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + e_t$$

Desta forma, portanto, teremos novamente trinta parâmetros estimados que poderão ser utilizados para obtermos os parâmetros do modelo estrutural, os quais somam trinta parâmetros após as restrições, fazendo com que, dessa forma, o sistema se torne identificado. Os parâmetros a serem restringidos no modelo estrutural devem pertencer ao triângulo inferior ou ao triângulo

superior da diagonal principal da matriz B. Portanto, a escolha da ordenação das equações do VAR se torna importante, visto que diferentes ordenações trazem diferentes implicações para as relações das variáveis. Neste modelo optou-se por escolher o triângulo inferior da matriz B, como pode-se ver na equação (2.37). A ordenação escolhida levou em consideração o grau de exogeneidade de cada variável, ficando a variável menos exógena (π_t) na primeira e a variável mais exógena (i_t) na ultima equação.

Pela imposição da restrição $b_{21} = 0$, temos que, na equação (2.34), os valores de π_t não afetam x_t. A restrição $b_{31} = 0$ e $b_{32} = 0$ na equação (2.35) faz com que os valores de π_t e x_t não afetem ρ_t. A restrição $b_{41} = 0$, $b_{42} = 0$ e $b_{43} = 0$ na equação (2.36) faz com que os valores de π_t, x_t e ρ_t não afetem i_t. Na forma matricial, podemos ver que os choques $\varepsilon_{\pi t}$, ε_{xt}, $\varepsilon_{\rho t}$ e ε_{it} serão determinados a partir dos termos de erro e_{it} e da matriz B na forma:

$$Be_t = \varepsilon_t$$

ou

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ 0 & 1 & b_{23} & b_{24} \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi t} \\ \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{\rho t} \\ \varepsilon_{it} \end{bmatrix} \tag{2.37}$$

Decompondo os choques dessa forma podemos observar quais choques afetam as variáveis dependentes no tempo t. A decomposição dos choques feita dessa forma triangular é conhecida por decomposição de Choleski.

3 Metas de inflação no Brasil

3.1 A adoção do regime de metas de inflação no Brasil

A década de 90 foi marcada, no Brasil, por um amplo processo de reformas econômicas que previam não apenas melhorar a performance da economia brasileira, por meio da diminuição da participação do Estado na economia, mas também reduzir a inflação. Para contemplar esses objetivos, no começo de 1994 o Brasil deu início ao Plano Real. A estratégia do plano para eliminar a inflação baseava-se em: indexar todos os preços da economia, por meio da Unidade Real de Valor (URV)[1]; reformar o sistema monetário, substituindo as URV's pelo Real e, aplicar um ajuste fiscal, visando a equilibrar os desajustes orçamentários e impedir pressões inflacionárias.

No dia 1º de julho de 1994, o sistema bimonetário foi abandonado e as URV's convertidas em Real, passando essa a ser a moeda brasileira oficial. Neste primeiro momento, a fim de evitar a volta do processo inflacionário, o governo brasileiro passou a adotar medidas econômicas visando a controlar o aumento da demanda. Para tal, por um lado o governo passou a adotar uma política monetária contracionista, passando a manter a taxa de juros em patamares elevados. Por outro lado, o governo utilizou uma política de câmbio fixo e valorizado (1 R$ = 1 US$), para que a entrada dos produtos importados fizessem com que a inflação fosse controlada pelo lado da demanda. Em menos de 3 anos, a inflação brasileira ficou a baixo de um dígito.

Durante o período de 1994-1998, a economia brasileira cresceu a uma média de 3,4% ao ano. Entretanto, apesar de um relativo sucesso, as falhas na condução da reforma fiscal, a crise mexicana em 1995, os desdobramentos da crise asiática, em 1997, e a moratória russa, em 1998, deixaram o Brasil em meio a uma crise de desconfiança, a qual teve como consequência uma grande fuga de capitais dos países emergentes no início de 1999.

A crise internacional trouxe fortes pressões sobre as reservas cambiais. Entre agosto e setembro de 1998, as reservais cambiais brasileiras apresentaram perdas da ordem de U$$ 30 bilhões. Como resposta à crise e na tentativa de manutenção do regime de câmbio fixo, o país elevou a taxa de juros a fim de atrair capitais e lançou um programa de ajuste fiscal, ao mesmo tempo em que negociou um pacote de ajuda financeira com o FMI no valor de US$ 41,5 bilhões. Porém, tal política foi colocada em cheque, uma vez que a manutenção de altas taxas de juros trouxe um aumento cada vez maior do gasto público com juros e pressões no lado fiscal. Com a crise Russa em 1998, a manutenção do câmbio fixo tornou-se insustentável. A partir do segundo

[1] Uso de um sistema bimonetário, ficando a URV como unidade de conta.

semestre de 1998 começou uma preparação para se abandonar o sistema de câmbio fixo. Porém, com a chegada do período eleitoral, a mudança de regime cambial foi adiada até o inicio de 1999, com o custo do aumento do endividamento atrelado ao câmbio. Uma vez que a mudança cambial trazia incertezas sobre o comportamento da inflação, a estabilidade econômica poderia ser colocada em cheque e o então presidente da república, Fernando Henrique Cardoso, ter a própria candidatura ameaçada. Em 15 de janeiro de 1999, o Banco Central abandonou o sistema de câmbio fixo, passando ao regime de câmbio flutuante(GREMAUD; VASCONCELOS; JUNIOR, 2007, p. 469).

A adoção do câmbio flutuante teve como consequência a desvalorização do Real, que passou de 1,21R$/US$, antes da desvalorização, para uma média de 1,91R$/US$ em fevereiro de 1999. A desvalorização cambial fez com que a inflação se elevasse, alterando para cima as expectativas de inflação. Em resposta à onda de nervosismo nos mercados em relação à inflação, o Comitê de Política Monetária (COPOM) elevou a taxa de juros (SELIC - Sistema de Liquidação e Custódia) de 39% para 45% a.a. e, em relatório, declarou que a manutenção da estabilidade de preço seria o objetivo principal do Banco Central.

> *"Inflation targeting was the most suited framework to achieve economic stabilization under a flexible exchange rate regime, with the target itself playing the role of the nominal anchor. With sound arguments, it was not difficult to convince the President, the Finance Minister, and their senior economic advisors that IT could work well in Brazil. The IMF staff was most receptive to the proposed new framework for monetary policy, and showed interest in organizing an international seminar on IT, where the discussions could benefit from the experience of a number of central banks and academics" (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000, p.9).*

Os autores observam que durante a implementação do regime de metas de inflação, alguns problemas institucionais tiveram de ser resolvidos. O Banco Central (BACEN) não tinha, até então, independência de instrumentos para a condução da política monetária, e, dentro do BACEN, não havia nenhum departamento ou grupo de pesquisadores treinados para o novo arranjo da política monetária. Os economistas que trabalhavam com modelos de previsão de inflação estavam dispersos em vários departamentos.

No final de março, foram criados dentro do BACEN departamentos de pesquisa com o objetivo de desenvolver a estrutura institucional do IT e a modelagem dos mecanismos de transmissão da política monetária. No dia 1 de julho de 1999, sob o comando do novo presidente do BACEN, Armínio Fraga, o Brasil adotou formalmente o regime de metas de inflação, estabelecendo que o cumprimento das metas eram um compromisso do governo. O Conselho Monetário Nacional (CMN) definiu o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, como alvo das metas de inflação[2].

[2]Ficou definido o uso do índice cheio, sem nenhum tipo de expurgo. Apesar de muitos países utilizarem núcleos

Ficou estabelecido que as metas anunciadas não estariam sujeitas a revisões ou ajustes, e em caso de não cumprimento da meta, o presidente do Banco Central deve enviar ao ministro da fazenda uma carta contendo:

(i) As causas que levaram ao não cumprimento da meta;
(ii) As medidas a serem adotadas para assegurar-se de que a inflação retorne aos níveis tolerados;
(iii) O período de tempo que será necessário para que estas medidas tenham um efeito.

As metas de inflação para os anos de 1999, 2000 e 2001 foram publicadas até o dia 30 de junho de 1999, e para o ano de 2002 e subsequentes, as metas de inflação seriam publicadas até o dia 30 junho, para os dois anos posteriores, com um intervalo de tolerância de mais ou menos dois pontos percentuais em relação ao centro da meta. Para dar mais transparências as decisões, o BACEN passou a produzir relatórios trimestrais de inflação, contendo informações sobre a performance do IT, e os resultados das ações da política monetária, assim como as perspectivas acerca da inflação.

A adoção do IT trouxe para o país o questionamento da vulnerabilidade externa da economia brasileira. Dada a maior vulnerabilidade externa que os países emergentes apresentam em relação aos países desenvolvidos, a questão cambial tornou-se um aspecto relevante para um bom funcionamento do IT nos países emergentes. Por ser um dos principais canais de transmissão da política monetária, o câmbio é uma variável fundamental no controle da inflação. A volatilidade do câmbio tornou-se um grande desafio no controle da inflação para os países em desenvolvimento que adotaram o IT.

A transição do regime de câmbio fixo para o câmbio flutuante junto à adoção do regime de metas de inflação foi bem sucedida, pois contou com um aumento do superávit primário 0,01% do PIB em 1998 para 3,23% em 1999, 3,51% em 2000 e 3,68% em 2001. Entretanto, a mudança do regime cambial trouxe, inicialmente, um aumento da dívida pública atrelada ao câmbio. O aumento da dívida pública também intensificou-se com a elevação da taxa de juros no inicio do regime, dado que parte da dívida estava atrelada à taxa SELIC.

Os superávits primários só puderam ser atingidos pois, com o avanço da manutenção da estabilidade inflacionária, o BACEN conseguiu reduzir a taxa de juros já em meados do primeiro semestre de 1999. Somado a isso, apesar do aumento dos gastos públicos, houve uma maior arrecadação devido à criação de novos impostos e ao aumento de tarifas públicas. A carga tributária passou de 29,33% do PIB em 1998 para 35,84% em 2002. Além disso, a desvalorização

de inflação, essa medida visava a dar credibilidade e transparência ao governo, uma vez que os agentes econômicos passavam, naquele momento, por uma crise de confiança e poderiam desconfiar da maneira pela qual o índice era calculado.

cambial trouxe uma melhora significativa para as contas externas do país, revertendo o déficit da balança comercial e diminuindo o déficit em transações correntes. Com isso, houve uma diminuição da necessidade de financiamento externo. Em 1999, verifica-se uma melhora nas contas externas com diminuição dos déficits de transações corrente e da balança comercial. A partir de 2001, o país passou a apresentar superávit comercial (Figura 2) (GREMAUD; VASCONCELOS; JUNIOR, 2007, p. 485-490).

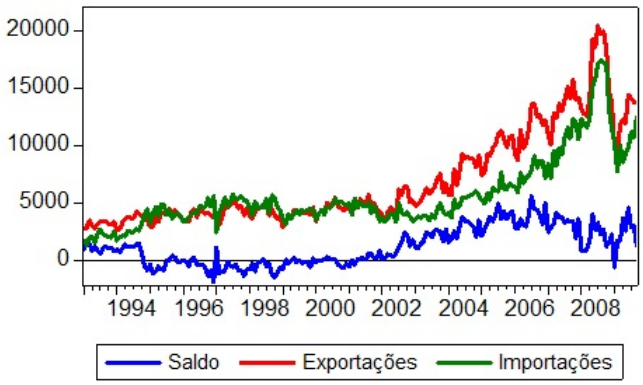


Figura 2: Balança comercial - US$(milhões) - 1993:01 - 2009:09

Nesses primeiros anos, a inflação esteve dentro das metas estabelecidas pelo governo. A inflação em 1999 foi de 8,9%, em 2000 a inflação foi de 6%. As metas traçadas pelo governo para esses anos foram, respectivamente, 8% e 6%, com 2 pontos percentuais de tolerância para mais e para menos.

Nos anos de 1999 e 2000 a dívida pública estabilizou-se, voltando a crescer em 2001 e 2002, quando mudanças no cenário econômico brasileiro e internacional afetaram de forma relevante a inflação fazendo com que o BACEN fosse obrigado a elevar novamente a taxa de juros (Figura 3). Em 2001, a crise de energia afetou de forma significante as expectativas de crescimento do país. A falta de investimento no setor energético e os problemas climáticos ocorridos em 2001 levaram ao racionamento de energia elétrica, resultando numa diminuição do consumo e do investimento. Somado a isso, no cenário externo, a desaceleração da economia mundial, os ataques terroristas do 11 de setembro e a crise da Argentina trouxeram uma significativa saída de capital do país, o que trouxe uma forte pressão sobre o câmbio (Figura 4) (GREMAUD; VASCONCELOS; JUNIOR, 2007, p. 481).

Em 2002, os choques foram marcados pelo aumento do risco do mercado, devido às incertezas relacionadas ao futuro das políticas macroeconômicas do novo governo, o que e conduziu a uma nova pressão sobre o câmbio. Conforme o quadro eleitoral daquele ano se desenvolvia, a iminência da vitória do Partido dos Trabalhadores colocava em questionamento o modelo que seria seguido pelo próximo presidente, uma vez que o referido partido possuía uma história marcada pela oposição à manutenção do superávit primário, redução dos juros, crítica

ao regime de metas de inflação, dentre outros aspectos que botavam em cheque a manutenção da estabilidade econômica.

Figura 3: Dívida - total - setor público - líquida - (% PIB) - 1993:01 - 2009:08

Figura 4: Taxa de câmbio nominal (R$/US$) - 1998:01 - 2009:04 (média mensal)

> *"The Brazilian economy experienced a "sudden stop" in capital inflows to the country, generating a significant nominal depreciation of the exchange rate. The country risk premium rose from 750 basis points in April 2002 to a peak of 2,400 basis points at the end of September"* (MINELLA *et al.*, *2003, p.6).*

Segundo Blanchard (2004, p. 3), em 2002, o aumento da probabilidade da eleição do candidato Luiz Inácio Lula da Silva causou uma forte crise macroeconômica no Brasil. Nesse período houve um aumento da dívida denominada em dólar do governo brasileiro, o que refletia a avaliação do mercado em relação ao aumento do risco de não cumprimento do pagamento da dívida. Em fevereiro de 2002, o Embi brasileiro era de 700 pontos base. Após as eleições de outubro de 2002, ele atingiu 2400 pontos base. Este cenário levou o país a uma situação de dominância fiscal, em que o aumento da taxa de juros trazia maior incerteza sobre a capacidade de pagamento da dívida do governo e fazia com que a fuga de capitais depreciasse ainda mais o câmbio, tornando a política monetária ineficaz no combate da inflação.

Entretanto, depois de eleito, o candidato reforçou o seu compromisso junto a um ajuste fiscal, comprometendo-se a manter superávits primários elevados e anunciando o início de re-

formas no sistema previdenciário. Isso fez com que os mercados percebessem um risco menor de não pagamento da dívida, o que levou a uma apreciação da moeda e a queda da inflação. "In many ways, 2003 looked like 2002 in reverse"(BLANCHARD, 2004, p.3).

Apesar do comprometimento com a meta de inflação, o banco central não aumentou a taxa de juros durante meados de 2002 e o começo de 2003. Segundo Blanchard (2004, p. 4), no ambiente em que a economia brasileira se apresentava, o aumento da taxa de juros poderia não trazer os efeitos esperados. Durante este período a economia brasileira apresentava-se sobre dominância fiscal. Um aumento na taxa de juros poderia levar a um aumento da inflação.

> *"When fiscal conditions are wrong - i.e. when debt is high, when a high proportion of debt is denominated in foreign currency, when the risk aversion of investors is high - an increase in the interest rate is more likely to lead to a depreciation than to an appreciation. And fiscal conditions were indeed probably wrong, in this specific sense, in Brazil in 2002" (BLANCHARD, 2004, p.32)*

De acordo com Minella et al. (2003, p.14), apesar da inflação ter ficado acima do limite superior das bandas de tolerância de meados de 2001 ao final de 2003, o BACEN obteve sucesso no controle da inflação. Diante da magnitude dos choques que a economia brasileira enfrentou durante esse período, a inflação alcançada pela economia passa a não ser um parâmetro suficiente para avaliação da performance do Banco Central neste período. Neste caso a análise da evolução das expectativas de inflação e o papel do alvo de inflação são variáveis importantes a serem consideradas ao se julgar a credibilidade do BACEN.

> *"Given the magnitude of the shocks that hit the Brazilian economy, a strong reaction of the monetary authorities cannot avoid an increase in the inflation rate and some departure of inflation expectations from the original targets" (MINELLA et al., 2003, p.14).*

Num ambiente de choques, é de extrema relevância os agentes privados entenderem que, mesmo que o banco central esteja comprometido com o cumprimento da meta de inflação, a inflação corrente pode desviar-se do alvo. Para garantir que as expectativas de inflação mantenham-se sob controle, o Banco Central deve conduzir a política monetária de maneira consistente com as normas de procedimento do COPOM e manter uma comunicação transparente com o público.

Segundo Minella et al. (2003, p.16), as expectativas de inflação se mantiveram abaixo do limite superior da meta de inflação até o último trimestre de 2002. Esse fato indica que os agentes privados esperavam que esse aumento da inflação fosse revertido no médio prazo. Em 2002, a inflação manteve-se acima da inflação esperada devido aos choques enfrentados pela economia brasileira. Podemos também notar que as expectativas de inflação foram fortemente afetadas a partir do último trimestre de 2002, subindo de 4,5% em setembro para 13,24% em

dezembro. Porém o aumento das expectativas nesse período não está associado à perda da credibilidade do BACEN. Esse aumento está associado à depreciação do câmbio e às incertezas que o novo governo trazia aos mercados.

> *"In summary, although the actual inflation rate has been above the upper limit of the tolerance interval in 2001 and 2002, the inflation-targeting regime has been successful in anchoring expectations. This is a consequence of the credibility gains that the Central Bank has achieved since the implementation of the inflation-targeting regime. Only in the fourth quarter of 2002 did inflation expectations depart from the targets as a result of the confidence crisis. Credibility, however, is still under construction as it takes time to achieve" (MINELLA et al., 2003, p.19).*

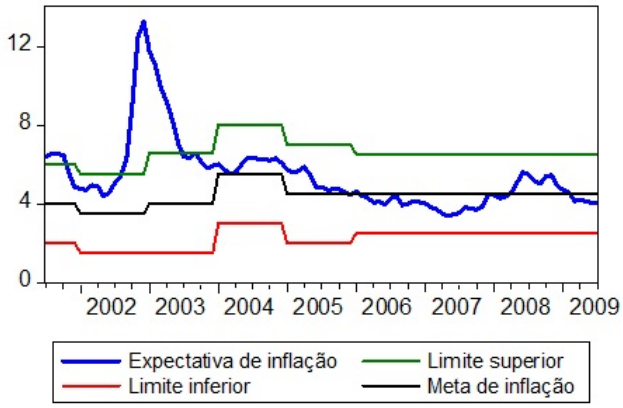


Figura 5: Metas e expectativa de inflação para 12 meses do IPCA - 2001-2009

Já no início de 2003, Henrique Meirelles foi nomeado para a presidência do Banco Central. Tal nomeação deu indicações ao mercado de que o governo estaria de fato comprometido com a manutenção da estabilidade econômica. Após 2003, com a melhora do cenário internacional e o comprometimento do governo Lula com a manutenção do regime de metas e do compromisso fiscal, o país passa por um momento de estabilidade, em que o câmbio volta a patamares semelhantes aos observados em 2001. As expectativas de inflação voltam a convergir para a meta de inflação (Figura 5).

Durante os quatro primeiros anos do governo Lula, a meta de superávit primário de 4,25% do PIB foi cumprida[3]. No início de 2003, houve aumento da taxa de juros como forma de conter as pressões inflacionárias. No setor externo, houve aumento das exportações devido ao aumento do preço das *commodities*, ao crescimento mundial, à desvalorização cambial e às medidas de desoneração tributária do setor exportador, chegando a US$ 100 bilhões em 2004 e US$ 137 bilhões em 2006. O crescimento das exportações contribuíram para o aumento das reservas internacionais que saíram do patamar de US$ 38 bilhões em janeiro daquele ano para

[3]Meta de superávit primário superior à meta estabelecida no governo FHC de 3,75%.

US$ 188 bilhões em janeiro de 2009. Este quadro contribuiu para a valorização do câmbio, para a diminuição do risco-país e para a redução da dívida pública, que voltou a diminuir a partir de meados de 2003, passando de 53% do PIB para 43% em maio de 2009 (Figura 3). Houve também uma melhora do perfil da dívida pública durante o governo Lula, com a diminuição da dívida atrelada ao câmbio e à SELIC (GREMAUD; VASCONCELOS; JUNIOR, 2007, p. 492-494).

Este cenário permitiu que o BACEN retomasse a política de diminuição da taxa de juros. Após forte elevação no início de 2003, a taxa de juros foi reduzida rapidamente até o segundo semestre de 2004, quando voltou a subir para conter pressões inflacionárias. Em meados de 2005 a taxa de juros voltou a ser reduzida, chegando ao patamar de 11% em meados de 2008, o seu menor valor desde a implementação do plano real. Em 2008, com a chegada da crise financeira americana, a taxa de juros voltou a ser elevada por um curto período, voltando a ser reduzida já no início de 2009 (Figura 6).

O acumulo de reservas cambiais no contexto de metas de inflação pode ser justificado pelo fato de os países em desenvolvimento terem enfrentado problemas relacionados com a alta volatilidade cambial e também pelas vantagens associadas à intervenção no câmbio. Nesse caso, as intervenções no câmbio devem ser feitas de forma transparente de modo que os agentes econômicos não entendam que a estabilidade do câmbio seja prioridade do banco central frente ao seu objetivo de estabilidade de preços. O Brasil, assim como diversos países em desenvolvimento que também adotaram o IT, adotou uma política de flutuação suja do câmbio. Tal política pode ser justificada pelo fato de facilitar o ajustamento cambial a reduções repentinas no influxo de capitais e, principalmente, reduzir a excessiva volatilidade do câmbio.

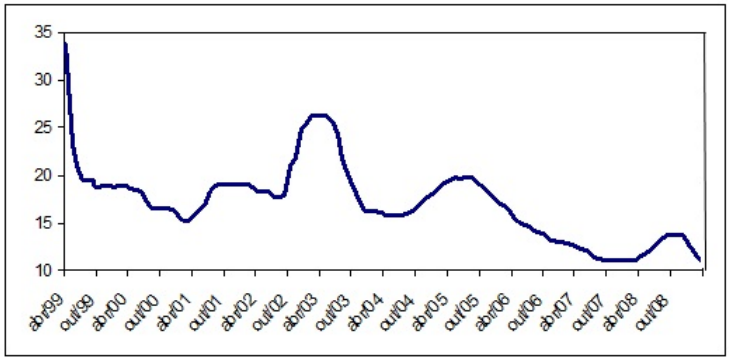


Figura 6: Histórico da taxa SELIC fixada pelo COPOM- 1999-2009

Apesar de o governo brasileiro ter revisto a meta de inflação para o ano de 2003 e 2004, o BACEN conseguiu manter a inflação dentro das metas estabelecidas. Após os choques e a grande instabilidade que atingiu o país em 2002, as bandas foram ampliadas para 2,5 p.p. durante os anos de 2003, 2004 e 2005. Após esses anos, as bandas voltaram a ser de apenas 2 p.p. para mais e para menos e a meta de inflação ficou estabilizada em 4,5% a.a.. A tabela 1 mostra o histórico de metas de inflação no Brasil.

Tabela 1: Histórico de metas de inflação no Brasil

Ano	**Meta**	**Banda (p.p)**	**Limites inferior e superior (%)**	**Inflação efetiva (IPCA)**
1999	8	2	6-10	8,94
2000	6	2	4-8	5,97
2001	4	2	2-6	7,67
2002	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003	3,25	2	1,25-5,25	
	4	2,5	1,5-6,5	9,3
2004	3,75	2,5	1,25-6,25	
	5,5	2,5	3-8	7,6
2005	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	4,5	2	2,5-6,5	4,46
2008	4,5	2	2,5-6,5	5,9
2009	4,5	2	2,5-6,5	
2010	4,5	2	2,5-6,5	
Fonte: Banco Central do Brasil				

O regime de metas de inflação no Brasil, adotado em meados de 1999, tem obtido sucesso no controle da inflação e se mostrou um importante instrumento na coordenação das expectativas. Apesar dos largos choques que a economia brasileira enfrentou durante os primeiros anos do regime, os quais levaram ao não cumprimento das metas de 2001, 2002 e 2003, o comprometimento do Banco Central com a baixa inflação tem feito com que as expectativas de inflação permanecessem sob controle. Isso mostra que o regime monetário possui um papel importante como âncora nominal para os preços, auxiliando o país na consolidação dos fundamentos macroeconômicos.

3.2 Literatura empírica brasileira

Durante a primeira década do regime de metas de inflação no Brasil, um número significativo de trabalhos empíricos avaliaram o novo arranjo monetário e as respectivas relações com diversas variáveis macroeconômicas. A revisão bibliográfica desses trabalhos traz informações relevantes acerca das escolhas das *proxies* utilizadas no presente trabalho. A seguir, são apresentados os trabalhos selecionados que contemplam o período de IT no Brasil e que tratam tanto de aspectos específicos do regime de IT quanto de questões pertinentes à política monetária do período analisado, bem como apresentam-se as *proxies* empíricas utilizadas neste trabalho. As Tabelas 2 e 3 resumem as principais informações dos trabalhos pesquisados.

Tabela 2: Metodologia dos trabalhos selecionados contemplando o período de IT no Brasil

Trabalho	**Modelo econômico teórico**	**Método estatístico**	**Amostra**
Aragón e Portugal (2009)	Não	VAR e ortogonalização de Cholesky	Mensal - 1995:07 à 2006:08
Gadelha e Divino (2008)	Não	Causalidade de Granger bivariada e multivariada	Mensal - 1995:01 à 2005:12
Céspedes, Lima e Maka (2008)	Não	SVAR	Mensal - 1996:07 à 1998:08 e 1999:03 à 2004:12
Mendonça e Souza (2007)	Sim - Segue metodologia de calculo para os índices de credibilidade	Mínimos quadrados ordinários	Mensal - 1999:07 à 2006:01
Teles e Nemoto (2005)	Sim - Segue metodologia de calculo para os índices de credibilidade	Mínimos Quadrados Iterativos, Full-Information Maximum Likelihood, Filtro de Kalman	Mensal - 1980:1 à 2002:8
Mendonça (2005)	Não	VAR	Mensal - 2000:01 à 2005:05
Borges e Silva (2006)	Não	SVAR	Mensal - 2000:01 à 2003:12
Ferreira e Júnior (2005)	Não	VAR	Mensal - 1994:08 à 2003:12
Areosa e Medeiros (2007)	Sim - Curva de Phillips novo-keynesiana	Método dos Momentos Generalizados	Mensal - 1995:01 à 2003:09
Schwartzman (2006)	Sim - Equações agregadas para a curva de Phillips	Mínimos quadrados em três estágios	trimestral - iniciando em 1997, 1998 e 1999 ao3º trimestre de 2003

Tabela 3: *Proxies* utilizadas pelos trabalhos selecionados contemplando o período de IT no Brasil

Trabalho	**Inflação**	**Expectativa de inflação**	**PIB**	**PIB potencial**	**Juros**	**Câmbio**
Aragón e Portugal (2009)	IPCA		Índice de produção industrial dessazonalizado		Over SELIC	
Gadelha e Divino (2008)	IPCA				Over SELIC	Câmbio real deflacionado pelo IPCA
Céspedes, Lima e Maka (2008)	IPCA		Índice de produção industrial		Over SELIC	Câmbio nominal - preço de compra
Mendonça e Souza (2007)	IPCA	Expectativa média do IPCA acumulado em doze meses				
Teles e Nemoto (2005)	INPC		PIB divulgado pelo Banco Central	Filtro de Hodrick-Prescott		
Mendonça e Souza (2007)	IPCA	Expectativas do mercado para a inflação (BCB)	Produção física industrial (IBGE)		SELIC anualizada	
Borges e Silva (2006)	IPCA últimos 12 meses				SELIC target descontado a inflação projetada para 12 meses	
Ferreira e Júnior (2005)	IPCA		Índice de produção industrial dessazonalizada	Filtro de Hodrick-Prescott	Over SELIC	Câmbio nominal - preço de compra
Areosa e Medeiros (2007)	IPCA		Produção física industrial (IBGE)	Regressão com 11 dummies sazonais e uma tendência linear		Taxa nominal de câmbio
Schwartzman (2006)	IPCA e IGP-DI		Sondagem industrial da FGV dessazonalizada			Depreciação cambial em um ano multiplicada pela inflação do PPI americano

Em trabalho recente, Aragón e Portugal (2009) estimaram as assimetrias dos efeitos da política monetária no Brasil durante o plano Real sobre o produto brasileiro, utilizando modelos de Markov-switching para avaliar se os choques positivos e negativos afetem a taxa de crescimento do produto de forma assimétrica nos estados de expansão e recessão econômica. Os autores obtiveram uma série para os choques monetários por meio do resíduo de um VAR contendo o logaritmo do índice de produção industrial, a taxa de inflação medida pelo IPCA e a taxa de juros over SELIC.

A fim de estimar os choques monetários estruturais, os autores utilizaram a ortogonalização de Cholesky. Os resultados encontrados pelos autores mostram que os efeitos reais de choques monetários negativos são maiores do que os de choques positivos em uma expansão. Em períodos de recessão, os efeitos reais de choques positivos e negativos são iguais. Os autores não encontraram evidências de assimetria entre os efeitos de políticas monetárias contra-cíclicas. Dos resultados obtidos pelos autores, não se pode afirmar que os efeitos de choques dependam da fase do ciclo econômico.

Com o objetivo de verificar a existência de dominância fiscal ou monetária na economia brasileira no período pós-Plano Real, Gadelha e Divino (2008) investigaram a relação de equilíbrio de longo prazo e a causalidade de Granger bivariada e multivariada entre as variáveis taxa nominal de juros, relação dívida/PIB, relação superávit primário/PIB, taxa real de câmbio e o prêmio de risco. Os testes permitiram aos autores testar a definição de dominância monetária proposta por Sargent e Wallace (1981) na qual "a existência de causalidade unidirecional do superávit primário para a dívida pública é consistente com um regime de dominância monetária, ao passo que uma causalidade unidirecional em sentido oposto, da dívida pública para o superávit primário, define um regime de dominância fiscal" (GADELHA; DIVINO, 2008), além de testar a existência da transmissão entre variáveis fiscais e monetárias segundo o trabalho de Blanchard (2004).

A analise multivariada mostrou que a relação superávit primário/PIB Granger-causa unidirecionalmente a relação dívida/PIB, mostrando que os superávits primários têm conseguido controlar a dinâmica da dívida pública. O teste também mostrou que a taxa Selic Granger-causa unidirecionalmente a relação dívida/PIB. Segundo a definição de Sargent e Wallace (1981), estes resultados indicam a existência de um regime de dominância monetária. Os resultados mostram a existência de bicausalidade entre a relação dívida/PIB e o spread do EMBI, indicando que o grau de endividamento público afeta a avaliação externa da economia brasileira, em que o aumento da credibilidade da política monetária traz melhores avaliações externas da economia brasileira, contradizendo os resultados encontrados por Blanchard (2004). As análises bivariadas do trabalho corroboraram os resultados obtidos pela análise multivariada.

Utilizando modelos de VAR estrutural Céspedes, Lima e Maka (2008) tratam as flutuações de curto prazo do produto brasileiro após a adoção do Plano Real dando foco para a identificação

dos efeitos dos choques da política monetária. Os autores dividiram a análise em dois sub períodos, sendo um anterior à adoção do regime de metas de inflação e o outro posterior á adoção das metas de inflação. Os resultados obtidos pelos autores sustentam a visão de que uma política monetária contracionista reduz o nível de preços, tanto para o primeiro período da amostra quanto para o segundo período da amostra. Para a amostra do período inicial do Plano Real, os resultados não se mostraram muito robustos dado o pequeno tamanho de amostra para o período. Os resultados para o período inicial sugerem que a SELIC é a principal fonte de choques para a política monetária.

Os resultados para o segundo período da amostra também mostraram que mudanças não antecipadas no câmbio trazem fortes efeitos para a inflação assim como para a economia real. Os autores também destacam o fato de que deve se tomar cuidado com a escolha do período a ser analisado para que se obtenham bons resultados empíricos, uma vez que as mudanças macroeconômicas ocorridas no início do Plano Real trazem características diferentes comparadas ao período da adoção do regime de metas de inflação.

Mendonça e Souza (2007) avaliaram a credibilidade do regime de metas de inflação no Brasil e a relação do novo regime monetário com a taxa de juros básica da economia. Para tal, os autores construíram sete diferentes tipos de índices de credibilidade, utilizando-se a série mensal de inflação medida pelo IPCA, com valores anualizados, assim como a série de expectativas de inflação criada pelo Banco Central e os valores para as metas de inflação e as bandas de tolerância estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional.

Utilizando mínimos quadrados ordinários (OLS) os autores estimaram os efeitos dos índices de credibilidade em relação à taxa de juros Selic. Os principais resultados encontrados pelos autores mostraram que para o caso brasileiro, o processo de construção da credibilidade do regime monetário pelos agentes econômicos possui uma memória curta. Além disso, a análise conjunta dos índices de credibilidade confirma a hipótese de que maiores níveis de credibilidade exigem menores variações na taxa de juros para o controle da inflação.

Teles e Nemoto (2005) também avaliaram a credibilidade da política monetária no Brasil durante as últimas duas décadas, comparando os ganhos de credibilidade do início do Plano Real e após a implementação do regime de metas para inflação em 1999. Dentre os índices de credibilidade avaliados, os autores optaram pelo índice construído no trabalho de Razzak (2001), já que esse índice avalia a credibilidade da política monetária de forma a manter a generalidade do conceito de credibilidade. Esse índice dá maior credibilidade à política monetária uma vez que essa não tente surpreender os agentes econômicos com choques monetários. Para comparar o ganho de credibilidade da política monetária, foram utilizadas duas Dummies. Uma para o período de metas de inflação e outra para o período inicial do Plano Real e, então, testou-se a hipótese sobre a igualdade entre os valores estimados das duas Dummies.

Os autores utilizaram dois métodos econométricos para estimar os parâmetros do índice de

credibilidade. O primeiro método foi o de Mínimos Quadrados Iterativos (MQI), em que os coeficientes estimados são restritos pelas relações funcionais pré-dispostas. O segundo método foi o de *Full-Information Maximum Likelihood*, que buscou solucionar o provável problema de simultaneidade do sistema estimado. Por fim, o filtro de Kalman foi utilizado para se obter uma série mensal para a credibilidade da política econômica à regressão estimada, a fim de se comparar os ganhos dos diferentes períodos. Os resultados obtidos pelos autores mostram uma pequena perda de credibilidade no início do regime de metas de inflação e uma recuperação da credibilidade em seguida. Segundo os autores, esse fato mostra que o banco central tem reagido fortemente a pressões inflacionárias, mantendo a credibilidade do regime. Um período de ajuste das expectativas é apontado como o provável causador dos resultados conflitantes da parte inicial da análise.

Utilizando vetores autorregressivos e um conjunto de informação contemplando séries para a taxa de desemprego, a taxa de juros Selic, inflação medida pelo IPCA, produção industrial física (PIF), e uma série construída medindo a credibilidade do regime de metas para inflação, Mendonça (2005) avaliou se a adoção do regime de metas para inflação trouxe alterações no comportamento das variáveis macroeconômicas, em especial a taxa de desemprego. Como principal resultado, o autor destacou a importância do desenvolvimento da credibilidade do regime para que esse possua um bom funcionamento. Ganhos de credibilidade estão relacionados ao aumento da produção industrial e reduções na taxa de juros, na inflação e no desemprego. Os resultados obtidos pelo autor revelam que a construção de credibilidade depende da eliminação das pressões inflacionárias e de se evitar elevações na taxa de desemprego. Entretanto, os resultados do trabalho mostram que o uso de uma política monetária contracionista aumenta o desemprego e reduz a produção industrial.

Borges e Silva (2006) utilizaram a metodologia de vetores autorregressivos estruturais (SVAR) para estimar a taxa de juros natural da economia brasileira, definida como a taxa de juros que mantém a inflação constante. Para tal, os autores utilizam como proxy da taxa de juros real uma série da taxa de juros Selic fixada pelo Banco Central descontada da expectativa da inflação para os próximos doze meses e uma série para a inflação obtida a partir da primeira diferença da série de inflação acumulada nos últimos doze meses.

O período analisado pelos autores vai de janeiro de 2000 à dezembro de 2003. Os autores encontraram uma taxa de juros natural que varia entre 9% e 12% ao ano. Os resultados encontrados pelos autores também mostram que a variância da taxa de juros natural é sistematicamente menor do que a variância da taxa de juros real de mercado, o que traz uma facilidade maior para o Banco Central prever a taxa de juros natural. Outro resultado importante é que a taxa de inflação responde negativamente a uma variação positiva do juros. Apesar de reconhecerem o papel que o câmbio tem na economia brasileira, os autores não o utilizam na análise, mas acreditam que incluí-lo no modelo poderia trazer mudanças nos resultados.

Utilizando um modelo de vetores autorregressivos (VAR), Ferreira e Júnior (2005) avaliaram o desempenho do regime de metas para inflação brasileiro em um contexto de excessiva volatilidade da taxa de câmbio e elevada dívida pública, assim como seus efeitos sobre o produto nacional. Os autores utilizaram a decomposição de Cholesky para isolar os efeitos de um choque de uma perturbação particular sobre as variáveis do sistema e evitar que os erros do sistema sejam contemporaneamente correlacionados. Em seguida, fazem uma análise das funções de impulso-resposta e da decomposição da variância. O VAR estimado pelos autores contempla um conjunto de informação formado pelo índice de produção industrial dessazonalizado, inflação medida pela IPCA, taxa de juros over SELIC e a média da taxa de câmbio comercial do mês no mercado de compra. Os autores reconhecem a vulnerabilidade do trabalho à crítica de Lucas pelo fato do período analisado compreender-se entre agosto de 1994 e dezembro de 2003, tendo em vista a mudança estrutural de 1999 com a adoção do regime de metas para a inflação.

Os resultados obtidos pelos autores mostram que a taxa de juros tem um papel importante para a política monetária, tendo o Banco Central utilizado ativamente como instrumento para conter a inflação e que a inflação apresenta forte persistência, uma vez que diante de um choque na própria taxa, a inflação retorna a trajetória usual após 24 meses, o que caracteriza inércia inflacionária. Observou-se uma resposta positiva da taxa de inflação a choques na taxa de câmbio nominal, manifestando-se no máximo ao final do primeiro trimestre, levando em média 23 meses para a neutralização dos seus efeitos. Alterações na taxa de juros com o intuito de conter pressões inflacionárias podem provocar efeitos opostos ao objetivado. A utilização da capacidade instalada demonstra uma reação negativa à choques da taxa de juros. A resposta da capacidade instalada a mudanças na taxa de juros foi significativa do segundo ao sexto mês. A capacidade instalada retorna à trajetória de equilíbrio após a ocorrência de um choque na taxa de juros apenas a partir do 18º mês. A resposta da taxa de inflação às inovações no resultado nominal mostra-se positiva, todavia não significativa, caindo a partir do quarto período e dissipando-se por volta do 17º período, sendo a variável que menos explica os movimentos da taxa de inflação. Tanto a resposta da taxa de inflação às inovações no nível de utilização da capacidade instalada, quanto a resposta do nível de utilização da capacidade instalada aos choques na taxa de inflação não se mostraram significativas. Os autores argumentam que tais resultados são um reflexo da uma não ordenação entre a política monetária e fiscal, bem como um reflexo da vulnerabilidade externa do país que traz forte volatilidade à taxa de câmbio.

Baseados nos modelos teóricos microfundamentados desenvolvidos nos trabalhos de Woodford (2003) e Gali e Gertler (1999), Areosa e Medeiros (2007) estimaram uma a curva de Phillips novo-keynesiana para a economia brasileira. Nesse trabalho, os autores optaram por duas estimativas, sendo uma para a economia fechada e outra para a economia aberta. Isto permitiu a comparação entre os resultados obtidos assim como comparar as características da economia brasileira com os resultados da literatura para a economia americana e européia.

Para estimar a curva de Phillips, os autores utilizaram o método dos momentos generalizados (GMM), utilizando a estratégia descrita por Gali e Gertler (1999), a qual assume que sob expectativas racionais, os erros de previsão em $t+1$ são não correlacionados com as informações disponíveis até o momento t. Tanto para a economia aberta quanto para a economia fechada, os autores optaram por estimar os parâmetros da forma reduzida e também da forma estrutural.

Os resultados obtidos para a economia fechada na forma reduzida foram, em geral, condizentes com a teoria econômica. Entretanto, o hiato do produto apresentou um comportamento inverso ao esperado pela teoria em relação à inflação, tendo uma correlação positiva com a inflação futura e negativa com a inflação passada. Como sugerido por Gali e Gertler (1999), os autores utilizaram uma série dos rendimentos do trabalho como proxy da medida do custo marginal. Os coeficientes estimados apresentaram o sinal esperado, porém não foram estatisticamente significantes. A análise feita para a forma estrutural apresentou-se relativamente consistentes com a teoria. Entretanto, comparando seus resultados com os resultados para os Estados Unidos e Europa, o Brasil apresenta alto nível de rigidez e indexação, assim como uma taxa de juros real de equilíbrio maior.

O modelo estimado para a economia aberta na forma reduzida apresentou-se consistentes com a teoria. No entanto, o sinal do hiato do produto apresentou-se de forma contrária à esperada, novamente. Os resultados obtidos pela forma estrutural mostraram-se semelhantes aos resultados da forma reduzida. Os resultados também mostraram que a taxa de câmbio e a inflação estrangeira afetam a inflação brasileira, sendo esse efeito maior conforme o grau de abertura da economia brasileira e que apesar dos impactos diretos das variáveis relacionadas com a abertura da economia mostraram-se pequenos, seus impactos indiretos são significantes com relação a mudanças no peso associado ao lag da inflação e as expectativas futuras de inflação.

Schwartzman (2006) também realizou estimativas para a Curva de Phillips da economia brasileira. Nesse trabalho, o autor buscou estimar apenas os parâmetros da forma reduzida da Curva de Phillips, uma vez que o modelo teórico utilizado pelo autor não foi derivado a partir de microfundamentos. Um ponto a ser destacado no trabalho é a preocupação do autor com a escolha das proxies para as variáveis teóricas. Para cada *proxy* utilizada o autor justifica tal escolha de forma a deixar claro cada decisão tomada. Outra preocupação do autor foi com o tamanho da amostra a ser utilizada. Segundo o autor, a mudança estrutural ocorrida após a adoção do Plano Real impossibilita a utilização de qualquer dado anterior a esse período. Outro aspecto desse período é a adoção do regime de metas para inflação em 1999. Esse fato traz mudanças para a condução da política monetária e o uso de dados anteriores a adoção do novo regime exige que tal mudança seja tratada no modelo empírico. Para isso, o autor avaliou a sensibilidade dos parâmetros utilizando diferentes tamanhos de amostras. "Parâmetros muito sensíveis podem ser indicadores de que as equações não estão corretamente especificadas"(SCHWARTZMAN, 2006).

Os dados utilizados possuíram frequência trimestral, iniciando-se em 1997, 1998 e 1999

ao terceiro trimestre de 2003. Para estimar a curva de Philips, o autor utilizou o método de mínimos quadrados em três estágios. Além de um modelo básico para a curva Phillips, o autor estimou mais 5 variações deste. Os modelos partiam dos modelo básico diferenciando por: incluir a utilização da capacidade instalada na equação para bens comercializáveis e a depreciação cambial para bens comercializáveis; excluir as restrições de longo prazo; incluir uma dummy para 2000.3 nas equações de preços comercializáveis e monitorados; incluir uma dummy de regime interagindo com os componentes de inércia e de desvalorização cambial; incluir componente de interação entre utilização da capacidade e depreciação cambial na equação para bens comercializáveis.

Os principais resultados obtidos pelo autor mostram que a utilização da capacidade da indústria divulgada pela sondagem industrial da FGV apresenta bons resultados, servindo como alternativa como medida do hiato do produto. Não foi possível verificar os impactos de depreciações cambias sobre o preço de bens não comercializáveis, mas não exclui a possibilidade de um impacto direto. Os efeitos da utilização da capacidade sobre os bens comercializáveis não mostraram-se significativos. Os resultados não rejeitam a hipótese de verticalidade da Curva de Phillips brasileira. A implementação do regime de câmbio flutuante com a adoção do regime de metas para inflação trouxe ganhos de desempenho para a política antiinflacionária para os bens não comercializáveis, mas sem efeitos para os bens comercializáveis.

Dentre os trabalhos selecionados para a economia brasileira que tratam do período de interesse deste trabalho, conclui-se que: as *proxies* para o produto nacional se dividiram entre séries para o produto industrial (ou índices de produção industrial) e a série para o PIB mensal divulgado pelo Banco Central. Alguns trabalhos utilizaram séries dessazonalizadas na divulgação. E o produto potencial foi obtido por meio do uso do filtro de Hodrick-Prescott. As *proxies* para a taxa de juros utilizadas pelos trabalhos dividiram-se entre a série da taxa de juros Over SELIC a valores mensais e a série para a taxa SELIC a valores anuais. A *proxy* para a inflação mais utilizada foi a série do IPCA. A *proxy* para o câmbio dividiu-se entre séries para o câmbio nominal e séries construídas pelos autores para o câmbio real. Os trabalhos pesquisados mostram que, em alguns casos, as análises empíricas ficaram prejudicadas pela escolha do período de análise não homogêneo, que abrangeu mudanças de regimes monetários, apesar de alguns autores terem tomado cuidado para esse fato, em alguns trabalhos tais problemas não foram devidamente tratados. Dentre os trabalhos em que o período de análise apresenta quebras estruturais, essas foram tratadas somente nos trabalhos de Céspedes, Lima e Maka (2008), Teles e Nemoto (2005) e Schwartzman (2006).

4 Evidências empíricas: efeitos dos choques sobre as flutuações

Neste trabalho, é avaliado e investigado os efeitos das principais fontes de choques nas flutuações econômicas no Brasil. Para isso, o tratamento empírico deste trabalho parte do modelo macroeconômico da teoria novo-keynesiana para a política monetária apresentado na seção 2.4. Portanto, o modelo a ser estimado deve contemplar um conjunto de informações $z = \{\ x_t;\quad \pi_t;\quad i_t;\quad \rho_t\ \}$, onde x_t é o hiato do produto real nacional, π_t é a taxa de inflação, i_t é a taxa de juros e ρ_t é a taxa de câmbio real. Com o conjunto de informação teórico definido, a próxima etapa do trabalho é definir as *proxies* empíricas para as variáveis teóricas. Segundo Juselius (2006) a passagem do modelo teórico para o modelo empírico é uma tarefa que sempre recai sobre o campo da inferência estatística. Segundo a autora, nas últimas décadas as análises macroeconômicas aplicadas passaram a ser criticadas tanto por pessoas de fora da área quanto por profissionais da área pois ao mesmo tempo em que as análises empíricas pouco têm influenciado o desenvolvimento da teoria macroeconômica, os resultados pouco têm conseguido explicar a realidade complexa da macroeconomia por meio de modelos empíricos simplificados. Tais críticas foram levantadas no trabalho de Summers (1991), o qual atribui o status de ilusão científica ao estudo aplicado da macroeconomia.

Por meio da discussão levantada pelo trabalho de Haavelmo (apud JUSELIUS, 2006, p. 7), Juselius argumenta que as variáveis encontradas nos modelos teóricos possuem diversas características que as tornam, em muitos casos, variáveis de difícil mensuração. Portanto, a ligação entre os modelos teóricos e os modelos empíricos passa pela escolha de *proxies* empíricas que melhor representem as variáveis encontradas nos modelos teóricos.

> *"We may express the diference by saying that the "true" variables (or time functions) represent our ideal as to accurate measurements of reality "as it is in fact" while the variables defined in theory are the true measurements that we should make if reality were actually in accordance with our theoretical model" Haavelmo (apud JUSELIUS, 2006, p. 7).*

Portanto, os resultados obtidos pelos modelos empíricos estimados, fornecem nos importantes informações acerca das relações existentes entre as variáveis empíricas. Porém, mesmo quando os dados obtidos possuem características próximas às variáveis teóricas, não é possível, por meio dessas análises, testar a validade ou não de uma teoria econômica, e sim hipóteses sobre ela.

> *"...Based on macroeconomic data, it only possible to test theoretical hypotheses but not a theory model as such. The frequent failure to separate between the two might explain a great deal of Summers' critique" (JUSELIUS, 2006, p. 8-9).*

Neste capítulo são apresentadas as séries que compõem o conjunto de informação utilizado na análise empírica, os resultados dos modelos estimados e a avaliação das decomposições de erro. As escolhas das *proxies* empíricas utilizadas como o conjunto de informação do modelo VAR estimado são apresentadas juntamente com os aspectos teóricos que cercam a sua escolha. Esses aspectos são brevemente discutidos a seguir, assim como são apresentados o gráfico de cada *proxy*. As séries utilizadas são disponibilizadas pelo Banco Central na internet (www.bcb.gov.br).

4.1 Freqüência dos dados e período amostral

Um problema recorrente aos trabalhos econômicos aplicados que tratam de dados em séries temporais é o fato de esses apresentarem quebras estruturais, causadas, em muitos casos, por mudanças de regimes econômicos. A presença de quebras estruturais nos dados trarão problemas aos resultados estimados caso não sejam especificadas e tratadas corretamente. Podemos notar na Tabela 3 que muitos trabalhos empíricos para o Brasil tratam de períodos em que claramente houve quebras por motivos de mudança na estrutura da macroeconomia brasileira e que não foram devidamente tratadas pelos autores. Para evitar mudanças na estrutura da economia brasileira e, assim, não incorrer em quebras na estrutura dos dados, o período analisado por esse trabalho inicia-se com o início do regime de metas para inflação. Isso traz vantagens para a análise, uma vez que contamos com um período de dados relativamente longo e sem quebras estruturais.

Dado que o foco do trabalho é a investigação das fontes de choques que afetam as flutuações econômicas no Brasil, a escolha de diferentes frequências para os dados pode trazer resultados também diferentes, uma vez que dados com frequência menores (como por exemplo dados trimestrais) fariam com que os choques que em um dado momento atingiram a economia tivessem tempo para se dissipar, dentro do próprio trimestre, ficando mais difícil de identificá-los. Enquanto que dados com frequência maiores (como por exemplo dados mensais) fazem com que os choques possam ser melhor identificados, uma vez que esses são captados pelos dados por possuem menos tempo para se dissiparem. Portanto, neste trabalho, a frequência utilizada para as *proxies* empíricas é mensal, iniciando o período de estudo em junho de 1999, quando se dá o início do regime de metas de inflação, à agosto de 2009, o que dá ao banco de dados um número de 123 observações.

4.2 Ciclo econômico

A teoria novo-keynesiana estipula que os ciclos econômicos podem afetar a inflação no curto prazo, pois o crescimento do produto efetivo acima do produto potencial representa aumentos no custo marginal das empresas. O aumento do custo das empresas, em última instância, pode ser repassado para os preços, afetando a inflação. Por outro lado, temos que pela equação 2.14, sob metas de inflação, o banco central pode estar interessado em minimizar os desvios do hiato do produto. Portanto, torna-se importante a obtenção de uma série que represente os desvios do produto efetivo em relação ao produto potencial. Uma das formas possíveis de se obter uma série para o hiato do produto é subtrair da série do produto efetivo os valores do produto potencial da economia.

O produto efetivo é comumente representado pela série do PIB. O Instituo Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) calcula os valores para o PIB brasileiro trimestralmente. Tais valores são obtidos a partir do sistema de contas nacionais para o cálculo do PIB anual brasileiro. Entretanto, dada a necessidade de uma medida mensal do PIB brasileiro, o Banco Central passou a construir uma estimativa mensal, a valores correntes, para o PIB brasileiro a partir de janeiro de 1990. Tal estimativa passou a ser utilizada como *proxy* para o PIB mensal brasileiro (Tabela 3). No presente trabalho, a *proxy* para o produto nacional foi obtida deflacionando-se a série para o PIB mensal do Banco Central pelo índice de preços medido pelo IPCA, a preços de agosto de 2009. Após ser deflacionada, a série foi dessazonalizada utilizando-se o filtro de ajuste sazonal Census X12. O filtro Census X12 é atualmente o filtro para ajuste sazonal utilizado pelo IBGE, sendo esta a justificativa pela sua utilização neste trabalho.

A série para o produto natural da economia é calculada extraindo-se a tendência da série do produto efetivo. Uma das formas utilizada para se extrair tal tendência é a aplicação do filtro de Hodrick-Prescott (filtro HP). O filtro HP obtém séries temporais não lineares alisadas mais sensíveis a mudanças de longo prazo do que a mudanças de curto prazo. Os valores obtidos para a série alisada pelo filtro HP se dá da seguinte forma:

Seja y_t os valores da série de tempo y, onde $t = 1, 2, 3, ..., T$. A série y_t é composta por um componente de tendência τ e um componente cíclico C. Então $y_t = \tau_t + C_t$. Dada uma escolha adequada para o parâmetro λ, haverá um componente de tendência que minimizará:

$$min \sum_{t=1}^{T} (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T} [(\tau_{t-1} - \tau_t) - (\tau_{t-1} - \tau_{t-2})]^2$$

O primeiro termo é uma soma dos quadrados dos desvios de y_t em relação a τ_t, penalizando os componentes cíclicos da série. O segundo termo penaliza a variação da taxa de crescimento do componente de tendência da série. Quanto maior o valor de λ maior a penalização. Para

dados mensais, o valor sugerido é $\lambda = 1440$ (HODRICK; PRESCOTT, 1981, p. 4-6). A Figura 7 mostra as séries utilizadas como *proxies* para o produto efetivo e o produto potencial. A Figura 8 mostra a série utilizada para o hiato do produto (HIATO).

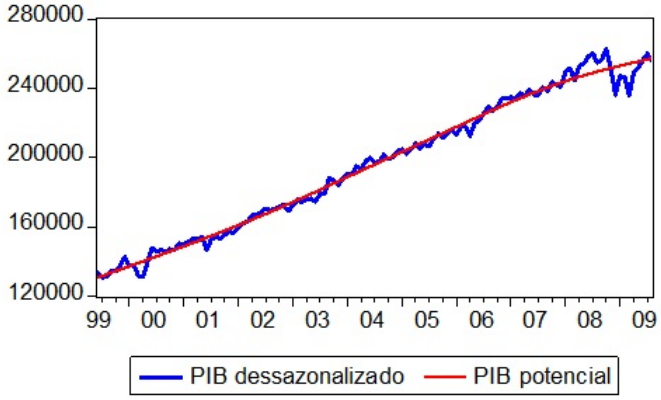


Figura 7: PIB mensal dessazonalizado e Produto Potencial - Em milhões de reais

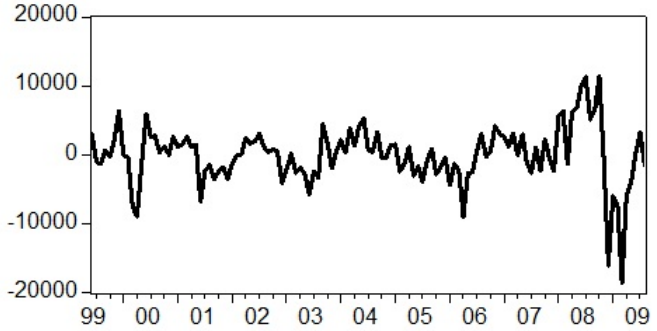


Figura 8: Hiato do produto - Em milhões de reais

4.3 Medida de inflação

Para uma dada economia, podemos encontrar diversas medidas de inflação. A experiência internacional tem mostrado que os países que adotaram o regime de metas de inflação utilizam como medida de inflação alguma medida de preço para o consumidor. No Brasil, ficou decidido que o índice de inflação utilizado como meta de inflação do Banco Central é o Índice de Preços para o Consumidor Amplo (IPCA), mensurado e divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Consistente com a literatura (Tabela 3), nesse trabalho foi utilizado como *proxy* para a medida de inflação a série para a taxa de inflação medida pelo IPCA. A Figura 9 mostra a série para a taxa de inflação (IPCA).

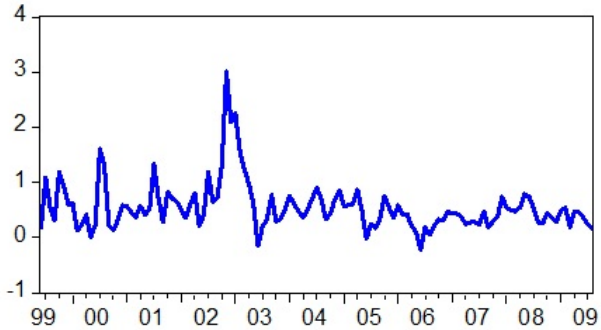


Figura 9: Índice de Preços para o Consumidor Amplo (IPCA) - Taxa mensal

4.4 Taxa de juros

A condução da política monetária se dá pelo do ajuste constante da taxa de juros a fim de se minimizar tanto os desvios do produto corrente do produto potencial, como também os desvios da inflação corrente da meta de inflação estipulada pelo governo, por meio da regra descrita pela equação (2.17). No Brasil, a taxa de juros de curto prazo utilizada para a condução da política monetária é a taxa de juros SELIC. Por meio da taxa SELIC o Banco Central gerencia a demanda agregada para fazer com que a inflação convirja para a meta estabelecida. Portanto, a *proxy* escolhida para a taxa de juros foi a série para a taxa de juros SELIC over acumulada mensalmente (SELIC), apresentada na Figura 10.

Figura 10: Taxa de juros SELIC over - acumulada mensalmente

4.5 Câmbio real

A taxa de câmbio real representa a relação entre os preços domésticos e os preços externos, descontada a variação nominal dos preços. A variação da relação entre os preços externos e internos faz com que os bens comercializáveis se tornem mais ou menos atraentes domesti-

camente. Uma variação positiva do câmbio real, por exemplo, representa uma desvalorização real da moeda nacional, o que torna os produtos internacionais menos atrativos internamente e estimula as exportações. A equação IS representada por (2.13) mostra que variações no câmbio real possuem impactos no hiato do produto, positivamente relacionados. No presente trabalho, utilizou-se como *proxy* para o câmbio real a série calculada pelo Banco Central. Para a construção dessa série, o Banco Central calcula da taxa real de câmbio por meio de uma cesta de países escolhidos levando-se em consideração a importância no comércio exterior e ponderados pela participação individual no comércio bilateral de cada país dentro da cesta de referência. Os dados dos índices de preços externos utilizados pelo Banco Central são provenientes da publicação *International Financial Statistics* - IFS do FMI. Os preços internos são corrigidos pelo IPCA. A Figura 11 mostra a série para o câmbio real efetivo (CÂMBIO).

Figura 11: Índice da taxa de câmbio efetiva real (IPCA) - Jun/1994=100

4.6 Resultados empíricos

Seguindo a metodologia proposta na seção 2.5, o primeiro passo na modelagem empírica deste trabalho é testar as condições de estacionariedade das variáveis do conjunto de informação em estudo, utilizando os testes DF-GLS e Ng-Perron. Em seguida é estimado o modelo de vetor autorregressivo (VAR) contendo tais variáveis e, então, as funções de resposta ao impulso são analisadas, tendo em vista o fato de que diferentes ordenações de Cholesky impõem diferentes relações entre as variáveis. Essa analise leva em consideração o fato de tais relações, em muitos casos, não estão ligadas as relações encontradas pelo modelo teórico, apresentado na seção 2.6.

4.6.1 Testes de raiz unitária

Os resultados dos testes DF-GLS e Ng-Perron mostram a rejeição da hipótese nula de existência de uma raiz unitária, ao nível de significância de 1%, para as variáveis IPCA e HIATO. Os testes não rejeitaram a presença de uma raiz unitária para as variáveis SELIC e CÂMBIO[1].

[1]Os testes de raiz unitária foram realizados utilizando-se a quinta versão do software Eviews 5.

Os principais resultados encontram-se reportados na Tabela 4. Entretanto, deve-se ressaltar um ponto importante que estes resultados trazem para a formulação do VAR. A possibilidade do uso de duas variáveis não estacionárias em um VAR formado por quatro variáveis ocorrerá quando houver um vetor de cointegração para tais variáveis no VAR. Portanto, para que um VAR formado pelas variáveis SELIC, CÂMBIO, IPCA E HIATO seja válido é necessário a verificação da possibilidade de existência de cointegração entre as variáveis SELIC e CÂMBIO.

Tabela 4: Principais resultados dos testes de raiz unitária

Especificações			**Estatísticas de teste**	
Variável	**Defasagens**	**Componentes Deterministas**	**DF-GLS***	**Ng-Perron****
SELIC	12	Constante	-0,120785	-4,50643
CÂMBIO	7	Constante	-1,034751	-5,14262
IPCA	14	Constante	-1,467080	-28,6732***
HIATO	2	Constante	-3.172667***	-37,2811***
*Iniciando a partir de 15 defasagens, seleção por MAIC.				
**Método de estimação espectral por Parzen Kernel. Seleção automática de janela por				
Newey-West Bandwidth.				
Rejeição de raiz unitária: ***Nível de significância de 1%				

Apesar da não rejeição de raiz unitária para a variável SELIC, o valor crítico do teste de Ng-Perron ao nível de significância de 10% (-5,70000) está relativamente próximo ao valor da estatística de teste para a variável (-4,50643). Somado a isso, a análise gráfica da função de autocorrelação e de auto correlação parcial da SELIC mostra um decaimento relativamente rápido, deixando de ser significativo na 12º defasagem, e pouca estrutura na função de auto correlação parcial, deixando de ser significativa na 2º defasagem (Figura 14, ANEXO A). Este fato levanta a possibilidade da existência de uma quase raiz unitária para a variável SELIC, o que pode ter levado a não rejeição da hipótese nula dos testes de raiz unitária. A possibilidade da variável SELIC não possuir, de fato, uma raiz unitária é melhor analisada no procedimento multivariado, como veremos adiante.

Além disso, os testes de raiz unitária apontaram apenas a constante como o componente determinista em todas as séries testadas. Esse resultado nos traz elementos inicias para a formulação do VAR. Por um lado, a presença da constante num teste de raiz unitária, em que a hipótese nula é rejeitada, ou seja, quando as séries não possuem raiz unitária, é uma indicação de que o processo gerador de dados da série seja, em nível, um processo AR(1) com constante. Por outro lado, entretanto, quando o teste de raiz unitária não rejeita a hipótese nula, ou seja, quando as séries possuem uma raiz unitária, é uma indicação de que a série em nível possua uma tendência linear junto com a tendência estocástica.

4.6.2 Modelo vetor autorregressivo

A estimação do VAR com todas as variáveis em nível (aqui denominado VAR1) iniciou-se com os testes de informação de escolha de defasagem. Os testes de critérios de informação para a seleção de defasagens FPE (*Final prediction error*), AIC (*Akaike information criterion*) apontaram para a seleção de quatro de defasagens, enquanto que os critérios de SIC (*Schwarz information criterion*) e HQ (*Hannan-Quinn information criterion*) apontaram para a seleção de apenas duas defasagens. Estes testes servem como uma primeira avaliação para a escolha da defasagem adequada para a formulação do VAR. Entretanto, tais resultados devem ser confrontados com os testes que garantem as características esperadas para o VAR: estabilidade, normalidade e comportamento de ruído branco para os dos resíduos, ao menos em conjunto[2].

Dadas as características das séries, os atributos esperados para o VAR1 só puderam ser obtidas após a modelagem de *outliers* com a inclusão de dez *dummies* de pulso no sistema, referentes as variáveis HIATO e IPCA. Para a variável HIATO, foram inclusas *dummies* para os meses: 2000:04; 2000:06; 2006:04; 2008:02; 2008:10; 2008:12 e 2009:03. Essas *dummies* estão associadas ao período inicial do regime de metas inflação, no qual o país enfrentou, internamente, a crise energética e, externamente, a crise da Argentina, e, mais recentemente, a crise financeira econômica. Com relação a variável IPCA, foram inclusas *dummies* para os meses: 2000:07; 2002:11; 2003:01. Essas *dummies* estão também associadas ao período inicial do regime e a mudança presidencial, com a posse do presidente Lula, em que as incertezas trazidas pelas crises internas e externas e pelo novo governo aceleraram a inflação no período, como discutido na seção 3.1.

Após modelar os *outliers*, a estimação da defasagem mais adequada para o sistema seguiu uma metodologia partindo de uma especificação mais geral, com até 8 defasagens, tendência e constante, para uma mais específica, chegando-se a um sistema com quatro defasagens, sem tendência e sem constante. O teste de significância das defasagens utilizadas no sistema em conjunto rejeitou, ao nível de significância de 5%, a hipótese da quarta defasagem não ser significante para o sistema (p-valor=2,4%). O teste também rejeitou, ao nível de significância de 1%, a hipótese de que em conjunto, as quatro defasagens sejam insignificantes (p-valor=0,0%). O modelo estimado apresentou estabilidade (todas as raízes da matriz companheira são menores do que um), sendo a maior raiz característica, em modulo, igual a 0,99.

O sistema estimado apresenta um bom comportamento de simetria, apesar da hipótese de normalidade conjunta ter sido rejeitada ao nível de significância de 5% (p-valor=4,4%). Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que, exceto para a variável HIATO, na qual o teste apresentou um p-valor=0,005, a hipótese de normalidade individual não foi rejeitada ao nível de significância de 5% para todas as outras variáveis do sistema. A rejeição de normalidade para a

[2]Os modelos VAR's estimados, assim como os testes feitos, foram realizados utilizando-se a quinta versão do software OxMetrics, módulo PcGive 12.

variável HIATO prejudicou o teste de normalidade conjunta. Os testes conjuntos de assimetria e curtose apresentaram, respectivamente, p-valor igual a 99,7% e 0,1%.

Os testes individuais de heterocedasticidade residual apontaram ausência de heterocedasticidade para todas as variáveis do modelo, não rejeitando a hipótese nula de homocedasticidade ao nível de significância de 10%. Logo, a hipótese conjunta de ausência de heterocedasticidade nos resíduos do sistema não foi rejeitada (p-valor=100%). Os testes também apontaram ausência de autocorrelação nos resíduos, não havendo rejeição da hipótese nula individualmente para todas as variáveis do sistema e, também, para o sistema em conjunto, ao nível de significância de 10% (p-valor=12,3%). Os resultados dos testes obtidos para o modelo estimado são apresentados na Figura 15 (onde são reportados os gráficos para os valores reais e ajustados; para a dispersão entre os valores reais e ajustados; para os resíduos; e para a função de correlação parcial (ACF) e de auto correlação parcial (PACF)) e nas Tabelas 10, 11, 12, 13 e 14, no ANEXO B.

Em seguida, verificou-se a possibilidade de cointegração entre as variáveis SELIC e CÂMBIO pela análise de cointegração do teste do traço e do auto valor máximo[3]. Os resultados mostraram que, ao nível de significância de 1%, não há vetores de cointegração para o modelo estimado (Tabela 5). A não existência de ao menos um vetor de cointegração no VAR1 abriu espaço para duas possibilidades. A primeira possibilidade refere-se a indicação de que a variável SELIC não possua de fato uma raiz unitária. Neste caso, o sistema deve ser novamente estimado com a variável CÂMBIO em primeira diferença e a variável SELIC em nível. A confirmação de estacionariedade da variável SELIC deve ser testada sob a hipótese de que a soma de suas raízes características sejam menor que um. A segunda possibilidade refere-se ao fato de ambas variáveis, SELIC e CÂMBIO, serem integradas porém não possuírem relação de longo. Nesse caso, o sistema deve ser novamente estimado com as duas variáveis CÂMBIO e SELIC em primeira diferença.

Tabela 5: Análise de cointegração - VAR1

Rank	Teste do traço	[Prob.]	Max test	[Prob.]
0	263.37	[0.000]**	121.23	[0.000]**
1	142.14	[0.000]**	85.00	[0.000]**
2	57.13	[0.000]**	40.43	[0.000]**
3	16.70	[0.000]**	16.70	[0.000]**

*Nível de significância de 5%
**Nível de significância de 1%

[3]O testes de cointegração proposto por Johansen busca estimar o posto da matriz de coeficientes do mecanismos de correção de erros para determinar o número de vetores de cointegração existentes no sistema. Sendo n o número de linhas dessa matriz, o posto será $r < n$ quando houver cointegração. Se o posto for igual a zero, a matriz possui posto nulo e não há vetores de cointegração. Quando o posto é igual a n, a matriz possui posto pleno, e todas as variáveis do sistema são estacionárias.

Dada as suspeitas iniciais de estacionariedade da variável SELIC, partiu-se da reestimação do sistema (aqui denominado VAR2) com a variável SELIC em nível e a variável CÂMBIO em primeira diferença (DCÂMBIO). Os atributos esperados para o VAR2 só puderam ser obtidas após a modelagem de *outliers* com a inclusão de quatorze *dummies* de pulso no sistema, referentes as variáveis DCÂMBIO, HIATO e IPCA. Para variável DCÂMBIO, foram inclusas *dummies* para os meses: 2001:11; 2002:06; 2002:10; 2002:11; 2003:04; 2008:10 e 2009:01. Com relação a variável HIATO, foram inclusas *dummies* para os meses: 2000:03; 2000:06; 2008:06; 2008:10 e 2008:12. As *dummies* para a variável IPCA, referem-se aos meses: 2000:07; 2002:11 e 2003:01. Essas *dummies* estão associadas aos choques enfrentados pelo Brasil causados pelas crises energética e Argentina, pelos efeitos dos ataques terroristas aos Estados Unidos (11 de setembro), pelas incertezas trazidas pela eleição do presidente Lula e, recentemente, pela crise financeira americana, como argumentado anteriormente.

A modelagem do VAR2 partiu também de uma especificação mais geral com até 8 defasagens, tendência e constante. Novamente, os testes de critérios de informação para a seleção de defasagens FPE , AIC apontaram para a seleção de quatro defasagens, enquanto que os critérios de SIC e HQ apontaram para a seleção de apenas duas defasagens. O confronto dessa primeira investigação da escolha de defasagem adequada para o modelo com os demais testes indicou que o uso da quatro defasagens, sem tendência e sem constante como a especificação mais adequada para o modelo.

O teste de significância das defasagens utilizadas no sistema em conjunto rejeitou, ao nível de significância de 5%, a hipótese da quarta defasagem não ser significante para o sistema (p-valor=3,00%). O teste também rejeitou, ao nível de significância de 1%, a hipótese de que em conjunto, as quatro defasagens sejam insignificantes (p-valor=0,0%). O modelo estimado apresentou estabilidade (todas as raízes da matriz companheira são menores do que um), sendo a maior raiz característica, em modulo, igual a 0,98.

Os testes de normalidade para o VAR2 não foram rejeitados individualmente ao nível de significância de 5%, exceto para a variável DCÂMBIO, na qual o teste foi rejeitado apresentando um p-valor=2,10%. Esse fato explica a rejeição de normalidade em conjunto para o sistema, apresentando um p-valor=5,30%. Portanto, pode-se considerar que o sistema apresenta um bom comportamento de simetria, tendo os testes de assimetria e curtose apresentado, respectivamente, p-valor igual a 80,80% e 0,00%.

Os demais testes residuais mostraram que o VAR2 apresentou um bom comportamento, apresentando ausência de heterocedasticidade e de autocorrelação. Os testes individuais de heterocedasticidade e autocorrelação residual foram rejeitados individualmente para todas as variáveis do sistema e em conjunto. Individualmente, tanto a hipótese nula de homocedasticidade e da não presença de autocorrelação não foram rejeitadas ao nível de 10%. Em conjunto, o teste de heterocedasticidade residual apresentou p-valor=100%. O teste conjunto de autocor-

relação residual apresentou p-valor=32,05%. Os resultados dos testes obtidos para o modelo estimado são apresentados na Figura 17 e nas Tabelas 15, 16, 17, 18 e 19.

Estimado o sistema, verificou-se a possibilidade de estacionariedade da variável SELIC, testando-se a possibilidade da soma de suas raízes características ser de fato menor do que um. Para isso, realizou-se um teste de restrição de Wald sob a hipótese nula: $\sum_{i=1}^{4} \Phi_{t-i} = 1$, onde Φ_{t-i} é a raiz característica da variável SELIC em $t-i$. O teste realizado rejeitou a hipótese nula a 5% de significância (p-valor=4,03%). Esse resultado confirma a estacionariedade da variável SELIC, permitindo o uso do VAR2 para as análises posteriores.

4.6.3 Funções de resposta ao impulso e decomposição do erro de previsão

A análise das funções de resposta ao impulso[4] por meio da decomposição de Cholesky, aqui apresentada, buscou avaliar como as variáveis hiato do produto, taxa de juros e a taxa de inflação respondem a choques estruturais. Porém, o primeiro passo a ser dado para se obter tais decomposições é a resolução do problema de identificação do VAR estimado, assim como discutido na seção 2.5.4. A análise não avalia os efeitos dos choques sobre a variação da taxa de câmbio real, uma vez que esta reflete as mudanças nos termos de troca, sendo determinada pela relação entre o país doméstico e as demais economias internacionais, não sendo determinada pelas variáveis domésticas.

Decompor o sistema recursivamente requer que as restrições impostas no sistema sejam tais que a matriz B da equação (2.37), a qual possui os parâmetros que refletem os efeitos contemporâneos das variáveis do sistema na variável explicada, seja uma matriz triangular inferior. Então, a ordem em que as variáveis são colocadas na matriz, ou seja, a ordenação imposta na decomposição, reflete o grau de exogeneidade assumido para cada variável no sistema. O problema de identificação para o VAR2 requer a imposição de seis restrições aos parâmetros presentes na matriz B. Portanto, ao impor restrições, estamos definindo a forma pela qual uma determinada variável reage contemporaneamente a choques de outras variáveis e, assim, definindo uma relação entre ambas.

Entretanto, diferentes escolhas de como essas restrições serão impostas ao sistema podem trazer diferentes resultados e, portanto, não podem ser definidas de forma aleatória. Um importante passo na identificação de quais parâmetros é ou não razoável se impor uma restrição à relação que esse traz com a variável dependente é estabelecer, a luz da teoria econômica, como cada variável afeta e é afetada pelas demais variáveis do sistema.

[4] As funções de resposta ao impulso descrevem como uma variável endógena reage ao longo do tempo quando tal variável é atingida por um choque da própria variável ou de uma variável diferente, mantendo-se todos os outros parâmetros constantes. A análise de resposta ao impulso requer que o sistema estimado esteja identificado. Uma das formas recursivas de se identificar o sistema é por meio da decomposição de Cholesky apresentada na seção 2.5 (LÜTKEPOHL, 2006, p. 51).

Uma vez que o presente trabalho trata do período recente da economia brasileira, o regime monetário baseado em metas para a inflação traz características que devem ser observadas na escolha das restrições as variáveis da matriz B. Então, dentre as possíveis ordenações, encontram-se configurações que refletem melhor ou pior a forma pela qual se pensam as relações entre as variáveis macroeconômicas. Inicialmente, a análise das funções de resposta ao impulso foi feita ordenando os vetores de variáveis por: π; x; $\Delta\rho$ e i. Onde π é a taxa de inflação; x é o hiato do produto; $\Delta\rho$ é a variação do câmbio real e i é a taxa de juros.

Dessa forma, a taxa de juros torna-se a variável mais exógena do sistema, não respondendo contemporaneamente aos choques das demais variáveis. Essa escolha é justificada pelas características que o regime de metas de inflação traz para a condução da política monetária pelos bancos centrais. É razoável num regime de metas para inflação supor que o banco central esteja preocupado com os movimentos ao longo do tempo das variáveis e não com os choques que essas venham a receber, tentando, como explicitado pela função de perda (2.14), minimizar os desvios do hiato e da taxa de inflação. Por outro lado, tal especificação faz com que as demais variáveis sejam afetadas por choques na taxa de juros. A linha A da Figura 12 mostra a resposta da SELIC aos choques das demais variáveis.

A resposta da SELIC a um choque contemporâneo na própria variável revela um comportamento persistente, com um decaimento lento e estatisticamente significativo. Esse resultado além de sugerir uma postura gradualista do governo no combate a inflação, também é causado pela quase raiz unitária da variável SELIC, apesar dos testes de cointegração e da soma das raízes características terem mostrado que a variável não possui de fato uma raiz unitária, como discutido anteriormente. Apesar de não significativo, a SELIC passa a responder positivamente aos choques da variável DCÂMBIO a partir do quarto período. Esse resultado vai ao encontro do esperado para o regime de metas para a inflação, uma vez que, pela equação (2.13), o câmbio possui efeitos sobre o hiato do produto e esse por fim com a taxa de inflação, mostrando a preocupação do Banco Central com a manutenção da inflação. A taxa de juros SELIC também responde positivamente a inovações tanto no HIATO, como no IPCA. Tais respostas também apresentam um decaimento lento, sendo apenas os choques do IPCA significativos nos dois primeiros períodos. Esse resultado mostra que o Banco Central brasileiro vem, ao longo do tempo, utilizando a taxa de juros para conter as pressões sobre o hiato do produto e sobre a inflação, agindo de acordo com o regime de metas para inflação, em que espera-se que aumentos de inflação e do hiato levem a um aumento da taxa de juros. Os efeitos duradouros da dinâmica do IPCA sobre a taxa de juros SELIC pode indicar uma postura gradualista do Banco Central na busca da meta de inflação, refletindo uma preocupação com os efeitos negativos da política antiinflacionária sob o produto, como explicitado na função de perda (2.14).

Os resultados da decomposição da variância[5] da SELIC (Tabela 6) confirmam a análise

[5]A análise de decomposição da variância ou decomposição do erro de previsão indica a quantidade de informação que uma variável contribui para a variação de outra variável num sistema VAR. A decomposição da

acima. A variação da taxa de juros é explicada praticamente por choques próprios. Até o 30º período, os choques na própria taxa de juros explicam cerca de 85% de sua variação. O DCÂMBIO, o HIATO e o IPCA explicam, respectivamente, cerca de 2%, 1% e 0,7% da variância da SELIC no segundo período, chegando a explicar, no 30º período, respectivamente, cerca de 1,3%, 6% e 7% a variação da SELIC. Esperava-se que o HIATO e o IPCA, nos períodos subsequentes ao primeiro período, pudessem exercer maior influência da variação da SELIC. Entretanto, tal resultado pode ser sido prejudicado pela quase raiz unitária da SELIC.

Tabela 6: Decomposição histórica da variância do erro de previsão para a SELIC

Período	DCAMBIO	HIATO	IPCA	SELIC
1	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
2	1,97%	1,03%	0,73%	96,26%
3	1,37%	0,75%	0,55%	97,32%
4	0,98%	2,50%	0,63%	95,89%
5	0,98%	2,24%	1,71%	95,07%
6	0,79%	2,79%	2,11%	94,31%
7	0,70%	3,95%	2,62%	92,73%
8	0,69%	3,80%	3,42%	92,09%
9	0,64%	4,47%	3,92%	90,97%
10	0,63%	4,79%	4,36%	90,22%
20	1,08%	5,73%	6,46%	86,73%
30	1,33%	6,17%	7,01%	85,49%

A ordenação feita para esta análise assume que o hiato do produto não responda contemporaneamente a choques da inflação. Essa suposição baseia-se no fato de que aumentos da inflação não causem efeitos imediato sobre o produto, mas que choques no produto possam causar efeitos na inflação, devido ao aumento do custo marginal de produção das empresas que, eventualmente, repassam tais custos para os preços. Assume-se que a inovações na taxa de juros e no câmbio possam ter efeitos contemporâneos sobre o hiato do produto. A linha B da Figura 12 mostra a resposta do HIATO aos choques das demais variáveis.

As resposta do hiato do produto aos choques da SELIC mostraram-se estatisticamente insignificantes. Apesar disso, a resposta do HIATO inicia-se de forma positiva, o que vai de encontro ao que a teoria econômica, uma vez que espera-se que esse responda negativamente a um aperto na política monetária. Entretanto, a resposta do HIATO passa a ser negativa a partir do segundo período, retornando a sua trajetória original no 9º período. Esse resultado, apesar da reação contrária inicial, mostra que de certa forma o HIATO é afetado negativamente pelas inovações da taxa de juros. Uma possível interpretação para esse resultado pode basear-se no fato de que o aumento ou a diminuição da taxa de juros é estabelecido pelo Banco Central quando esse percebe um crescimento ou uma diminuição do hiato do produto. Portanto, refletem a res-

variância determina o quanto a variância do erro de previsão pode ser explicado por choques exógenos de outras variáveis (LüTKEPOHL, 2006, p. 63).

posta do hiato do produto à reação da taxa de juros, a partir do momento que o Banco Central percebe movimentos no hiato do produto.

Os choques na variável DCÂMBIO afetam o HIATO de forma positiva durante os quatro primeiros períodos. Apesar de não significante, tal resultado vai de encontro com o previsto pela teoria econômica, dado que, pela equação (2.13) o câmbio possui uma relação positiva com o hiato do produto. Pela própria equação (2.13) temos que o hiato do produto é determinado pelo seu próprio valor passado. A resposta do HIATO a um choque na própria variável mostra uma resposta positiva e significativa, retornando já no 6º período a sua trajetória original. Esse fato pode mostrar um ajuste por parte dos agente econômicos que, ao perceberem um aumento do produto acima da sua taxa natural, passem a gastar menos e a produzir menos, fazendo com que o produto retorne ao seu nível natural. As respostas do HIATO a inovações no IPCA, mostraram-se de forma cíclica, sendo ora positiva, ora negativa e estatisticamente insignificante. Esse resultado mostra que variações no IPCA pouco afetam o HIATO do produto, mostrando que aumentos de inflação podem não trazer ganhos em termos de um produto acima da taxa natural, mesmo no curto prazo.

Os resultados da análise da variância do HIATO comprovam os resultados acima. A Tabela 7 mostra que a variância do HIATO é, em sua maior parte, explicada pela própria variável. No primeiro período, cerca de 93% da variância do HIATO é explicada pela própria variável. Esse percentual se reduz para 89% no 7º período. Os erros de previsão do HIATO são pouco explicados por choques ocorridos na inflação, o qual atinge um valor máximo de 1,4% no 10º período. Esse resultado mostra que uma estratégia de aumento do produto por meio da geração de surpresas inflacionárias não seria bem sucedida. A cada período, a SELIC explica em média 6% da variância do HIATO, sendo a segunda variável com maior importância na explicação da variação do HIATO.

Tabela 7: Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o HIATO

Período	**DCAMBIO**	**HIATO**	**IPCA**	**SELIC**
1	0,31%	93,36%	0,00%	6,32%
2	1,82%	91,74%	0,18%	6,26%
3	2,31%	90,87%	0,87%	5,95%
4	2,2%	91,57%	1,01%	5,26%
5	2,1%	90,50%	0,99%	6,37%
6	2,2%	90,19%	1,22%	6,35%
7	2,5%	89,63%	1,34%	6,48%
8	2,6%	89,47%	1,37%	6,59%
9	2,7%	89,34%	1,37%	6,58%
10	2,9%	89,14%	1,40%	6,60%
20	2,9%	89,06%	1,40%	6,59%
30	2,9%	89,05%	1,40%	6,60%

O IPCA foi assumido como sendo a variável menos exógena do modelo. Portanto, esse

passa a responder contemporaneamente a choques na própria variável, assim como nas demais variáveis. Tal suposição pode ser justificada, uma vez que choques no HIATO levam ao aumento dos custos dos produtores, que são repassados para os preços. A taxa de juros SELIC e a variação no câmbio possuem efeitos contemporâneos na inflação. Teoricamente, essa suposição é consistente, uma vez que assume-se que a inflação responda a tais variáveis. Entretanto, tratando-se de dados mensais, essa relação é um pouco mais complicada de se verificar, pois os efeitos que a taxa de juros e o câmbio possuem sobre a inflação podem apresentar-se ao longo de vários meses e não contemporaneamente. Tendo em vista os seus objetivos de inflação, o Banco Central leva em consideração que o canal de transmissão da política monetária leva de seis a nove meses para completar seus efeitos sobre a inflação[6]. Porém, a forma pela qual a decomposição recursiva foi construída faz com que seja quase impossível conseguir uma ordenação que respeite as características das relações que as variáveis trazem. Portanto, uma comparação desses resultados com os resultados obtidos por uma decomposição não recursiva pode trazer ganhos para a análise. A linha C da Figura 12 mostra a resposta do IPCA aos choques das demais variáveis.

No contexto de metas de inflação, a análise das respostas da inflação aos choques das principais variáveis macroeconômicas torna-se relevante uma vez que essa é a principal variável de interesse da política monetária. A resposta da inflação a choques na própria variável reflete o grau de persistência da inflação. A análise mostra que o IPCA apresenta uma razoável persistência, levando cerca de sete meses para retornar a sua trajetória original após sofrer um choque. Entretanto, essa resposta mostra-se significativa apenas nos três primeiros períodos. A Tabela 8 mostra que a variância de inflação é explicada em grande parte pela própria variável. No 30º período, 64% da sua variância é explicada pela própria variável. A persistência inflacionária, no contexto de metas para inflação torna-se um desafio, posto que seus efeitos duradouros podem dificultar o comprimento da meta por parte das autoridades monetárias, colocando sua credibilidade em cheque. A adoção de uma postura mais agressiva com relação a inflação, por parte do Banco Central, pode ajudar a diminuir a persistência inflacionária e ajudar no controle da inflação ao longo do tempo.

A resposta do IPCA a SELIC mostra uma resposta positiva e duradoura, levando mais do que trinta períodos para retornar a sua trajetória original. Esse efeito, contrário do que se espera para a relação entre inflação e taxa de juros, é conhecido como *inflation puzzle*. Segundo Walsh (2003, p. 33), tal efeito é uma das principais críticas feita a abordagem VAR, na qual o VAR não conteria todas as informações disponíveis para os *policy makers*. Uma das explicações para isso está no fato de que quando o banco central está olhando para a inflação futura, os modelos VAR's tendem a atribuir os movimentos subsequentes da inflação aos efeitos da política monetária. Apesar disso, a taxa de juros mostrou-se importante na explicação da variação da taxa de inflação. Na tabela 8, observa-se que os movimentos da inflação explicados pela taxa de juros

[6]Ver Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

atingem 15% no 30º período.

Tabela 8: Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o IPCA

Período	DCAMBIO	HIATO	IPCA	SELIC
1	4,90%	2,19%	91,95%	0,97%
2	3,74%	1,66%	93,41%	1,20%
3	11,3%	1,75%	85,63%	1,30%
4	14,8%	1,76%	82,13%	1,28%
5	15,3%	1,78%	81,50%	1,46%
6	15,7%	1,95%	79,98%	2,33%
7	17,2%	2,01%	78,08%	2,74%
8	18,2%	2,00%	76,16%	3,65%
9	18,4%	2,22%	74,86%	4,53%
10	18,5%	2,34%	73,91%	5,22%
20	17,7%	3,23%	67,69%	11,4%
30	16,8%	3,46%	64,34%	15,4%

Os choques do HIATO tiveram uma resposta positiva do IPCA. Apesar de não significativo, a resposta do IPCA teve o comportamento esperado. Aumentos do hiato do produto levam a aumento da inflação. Porém a análise da variância do IPCA na Tabela 8 mostra que o HIATO tem pouca influência na variação do IPCA, chegando a ser responsável por apenas 3,4% da sua variação no 30º período. A resposta do IPCA aos choques do DCÂMBIO mostrou-se positiva a partir do segundo período, levando quinze períodos para retornar ao seu nível original. Essa relação mostrou-se significativa apenas entre o segundo e o quarto período. Além disso, dos erros de previsão do IPCA mostrou que o DCÂMBIO chega a explicar 18% da variância do IPCA, sendo esse um importante fator dos movimentos da inflação. Como discutido na seção 3.1, o câmbio tem se mostrado um dos principais desafios para os países emergentes, pois nesses países o câmbio tem apresentado maior volatilidade. No contexto de metas para inflação, esse fato traz maiores dificuldades no comprimento da meta, fazendo com que o banco central aja de forma mais agressiva as inovações do câmbio.

Uma vez que os resultados obtidos pelas funções de respostas ao impulso dependeram das suposições feitas sobre as relações entre as variáveis do sistema e, portanto, pela forma que as restrições foram tomadas a fim de tornar o sistema identificado, uma avaliação de como tais resultados se alteram diante de uma escolha de restrições diferentes pode mostrar como tais suposições são importantes para os resultados que as funções de resposta ao impulso geram. A figura 13 mostra uma comparação entre os resultados obtidos pelas funções de resposta ao impulso analisadas acima e funções de resposta ao impulso assumindo-se diferentes restrições para as variáveis do VAR2 (com ordenação: i; $\Delta\rho$; x e π). As novas restrições foram assumidas de forma a impor graus de exogeneidade contrários aos assumidos anteriormente para as variáveis do VAR2. Essa estratégia foi adotada para comparar como que os resultados das funções de resposta ao impulso se alteram, ao assumir restrições que teoricamente não respeitam as relações econômicas das variáveis que compõe o sistema.

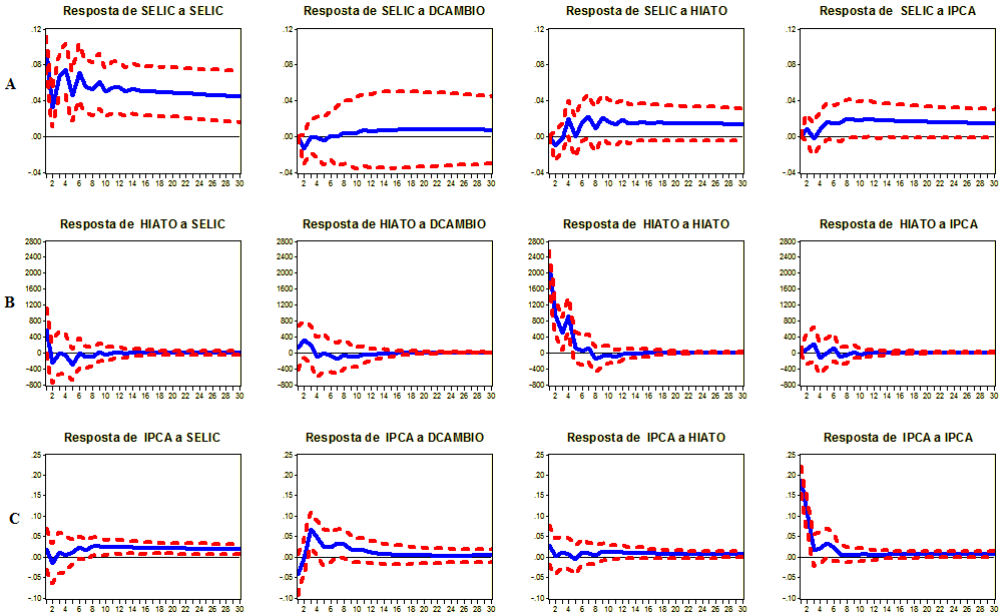


Figura 12: Funções de resposta ao impulso

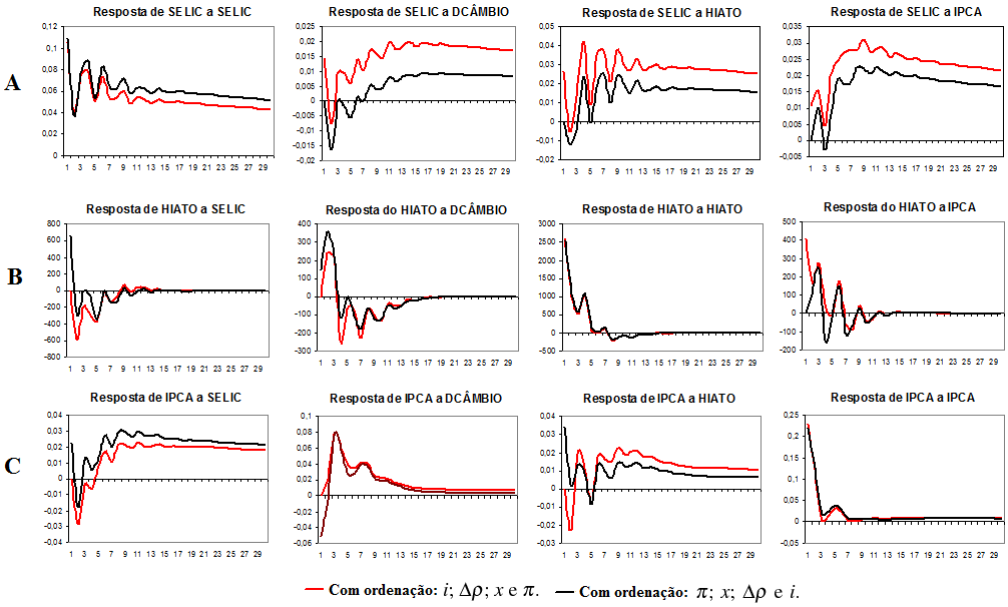


Figura 13: Comparação entre as funções de resposta ao impulso com restrições distintas

A comparação entre os dois resultados das funções de respostas ao impulso obtidas mostram que as mudanças das restrições não afetaram de maneira significante a forma pela qual as variáveis responderam aos choques. Entretanto, esse resultado não indica que a questão de como as restrições devem ser impostas ao sistema seja irrelevante. As análises empíricas que se preocupem com a questão da identificação na decomposição de Cholesky não gerarão funções de resposta ao impulso incorretas se e somente se a matriz de covariância dos resíduos do VAR é igual ou próxima a uma matriz diagonal[7](HAMILTON, 1994).

Neste caso, a ortogonalização dos erros através da decomposição da matriz de covariância dos resíduos trará resultados semelhantes toda vez que essa for uma matriz diagonal. Uma das formas de se obter uma indicação de que a matriz de covariância dos resíduos é uma matriz diagonal, ou ao menos próxima de uma matriz diagonal, é observar os valores que estão fora da diagonal principal da matriz de correlação dos resíduos do VAR. Na Tabela 9 são reportados os valores da matriz de correlação dos resíduos do VAR2. A matriz de correlação dos resíduos apresenta valores muito próximos de zero para todos os elementos fora da diagonal principal, indicando de que o VAR2 estimado pode possuir uma matriz da covariância dos resíduos próxima a uma matriz diagonal. Portanto, neste caso, diferentes escolhas de restrições não afetarão de forma significativa os resultados obtidos.

Tabela 9: Matrizes de correlação dos resíduos do VAR2

	DCAMBIO	HIATO	IPCA	SELIC
DCAMBIO	1	0,089772	-0,20587	0,135939
HIATO	0,089772	1	0,155156	0,251479
IPCA	-0,20587	0,155156	1	0,098367
SELIC	0,135939	0,251479	0,098367	1

[7]Uma matriz diagonal é definida por uma matriz em que todos os seus elementos não pertencentes a diagonal principal são iguais a zero, sendo que os elementos da diagonal principal podem ou não serem iguais a zero (GREENE, 2003, p. 803).

5 Considerações finais

Neste trabalho buscou-se realizar um investigação das principais fontes de choques que afetam a economia brasileira, levando em consideração o arranjo monetário adotado a partir do dia 1 de julho de 1999. A partir dessa data o Banco Central passou a adotar o regime de metas para a inflação para a condução da política monetária. O regime de metas de inflação encontra-se como o resultado do desenvolvimento da teoria macroeconômica nas últimos três décadas. Tais resultados contribuíram para aproximar as duas principais escolas econômicas: novo-clássicos e novo-keynesianos. A aproximação das duas escolas de pensamento econômico contribuiu para o desenvolvimento do novo consenso macroeconômico e para o desenvolvimento dos modelos DSGE, dando início a nova síntese neoclássica.

Este trabalho teve como questão motivadora trazer avanços na compreensão dos efeitos dos choques na economia brasileira, tendo o modelo macroeconômico novo-keynesiano como base da análise empírica. Tal compreensão vem a contribuir com o desenvolvimento do modelo DSGE realizado por Gouvea et al. (2008). O trabalho destaca-se pela possibilidade de avaliar a política monetária no Brasil sob o regime de metas de inflação, contando com um período de dados de dez anos sem que houvesse uma quebra estrutural. Esse problema foi encontrado em diversos trabalhos pesquisados e representa uma dificuldade maior na modelagem empírica, e que quando não tratada corretamente traz resultados inválidos. Além disso, o trabalho destaca-se pela preocupação em aproximar da melhor maneira a teórica das características empíricas dos dados disponíveis para a economia. Percebe-se que as séries utilizadas pelos trabalhos empíricos, no geral, não possuem um padrão para as variáveis teóricas, em que os diferentes trabalhos escolheram diferentes séries para representa-las. Uma vez que essa escolha é relevante para os resultados que são obtidos, a adequação desse aspecto pode trazer análises empíricas que se aproximem das análises teóricas.

O presente trabalho, então, procurou resgatar elementos importantes para a compreensão teórica e empírica para o regime de metas para inflação adotado no Brasil. No campo teórico foram ressaltados os principais aspectos da teoria econômica que cercam o arranjo monetário e, também apresentado um breve resumo do contexto em que o regime foi adotado no Brasil. No campo empírico, buscou-se avaliar como a taxa de juros, o hiato do produto e a taxa de inflação são afetados pelas principais variáveis macroeconômicas descritas pelo modelo teórico, permitindo apontar aspectos relevantes da economia brasileira, assim como também abriu espaço para futuros desenvolvimentos que possam avaliar algumas questões não abordadas por esse trabalho.

Os resultados empíricos mostraram que o Banco Central vem utilizando a taxa de juros ativamente para conter pressões inflacionárias, assim como aumentos do produto acima do nível natural. Apesar disso, os resultados apontam também que o Banco Central tem levado em consideração um termo de suavização da política monetária na sua função de perda para os efeitos negativos de sua política sobre o produto. Os resultados encontrados para os efeitos dos choques sobre a taxa de juros abriu espaço para futuras pesquisas que possam levar em consideração a modelagem de um VAR com uma variável que possua uma quase raiz unitária. Pesquisas futuras que incorporarem tal aspectos poderão obter melhores resultados para os efeitos dos choques para a política monetária.

A persistência inflacionária pode representar um desafio para a manutenção do regime de metas para inflação. A persistência inflacionária faz com a inflação demore para retornar a sua trajetória inicial após sofrer um choque, podendo comprometer as metas para inflação assumidas pelo governo e elevar os custos da política de estabilização de preços. Portanto, uma postura mais agressiva do Banco Central em relação a inflação poderá, ao longo do tempo, diminuir o grau de persistência existente na economia brasileira e trazer ganhos em termos de uma menor variação da taxa de juros e do produto. A adoção de um Banco Central independente também poderá trazer ganhos no combate a persistência inflacionária, uma vez que os agente econômicos perceberam um comprometimento maior por parte do governo com a estabilidade da inflação, dando maior credibilidade ao Banco Central e reduzindo os custos da desinflação. Além disso, os resultados obtidos mostraram um efeito contrário com relação ao esperado para a taxa de inflação com relação a choques na taxa de juros. Esse fenômeno, conhecido por *inflation puzzle* reflete o fato de que quando o Banco Central olha para o futuro da economia, as resposta presentes da inflação não são resultados diretos da taxa de juros. Segundo Walsh (2003, p. 33), em geral, esse efeito pode ser resolvido incluindo-se *proxies* para o preço do petróleo ou para o preços das *commodities* no sistema VAR.

Somado a isso, a analise verificou que a inflação é sensível a variações no câmbio. Esse aspecto revela um desafio para a política monetária, uma vez que essa está sujeita a vulnerabilidade externa que o país possui. As crises externas que afetaram o país durante o período do regime de metas de inflação tiveram como consequência um aumento da volatilidade da taxa de juros. A vulnerabilidade externa faz com que o país seja obrigado a adotar taxas de juros mais elevadas, elevando os custos de manutenção do regime, além de afetar negativamente o emprego e a renda.

Os resultados encontrados por esse trabalho vão ao encontro dos resultados obtidos por Ferreira e Júnior (2005). Apesar de não utilizar o hiato do produto na sua análise e misturando dados do início do Plano Real e do período de metas para inflação, os resultados obtidos pelos autores para a taxa de juros e para a inflação foram basicamente os mesmos, também destacando a persistência inflacionária e o papel da taxa de câmbio na determinação da taxa de inflação. Aragón e Portugal (2009) avaliaram os efeitos do choques da política monetária no produto

brasileiro e também encontraram evidências de que a política monetária afeta o produto negativamente. Os resultados encontrados por Céspedes, Lima e Maka (2008) também apontaram para a sensibilidade da taxa de inflação a mudanças no câmbio. Os resultados encontrados pelos autores também sugerem que a taxa de juros é um importante instrumento para a política monetária, possuindo efeitos negativos para a taxa de inflação e para o produto. Os resultados obtidos por Mendonça (2005) também apontam para a persistência inflacionária. O autor também destaca que o ganho de credibilidade do Banco Central pode ser alcançado por uma política mais agressiva frente a inflação. No modelos estimado pelo autor, a taxa de câmbio não foi incluída no sistema.

Portanto, temos que os resultados obtidos no presente trabalho são condizentes com os resultados obtidos pela literatura empírica brasileira. Futuros desenvolvimentos do modelo aqui estimado que levem em consideração a questão do *price puzzle*, incluindo *proxies* que possam mitigar tal resultado, e que consigam tratar de maneira mais adequada a taxa de juros, por apresentar uma quase raiz unitária, trarão análises mais acuradas acerca dos efeitos dos choques sobre as flutuações econômicas brasileiras.

Referências

ALESINA, A.; SUMMERS, L. H. Central bank independence and macroeconomic performance: Some comparative evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 25, n. 2, p. 151–62, May 1993.

ARAGóN, E. K. da S. B.; PORTUGAL, M. S. Asymmetric effects of monetary policy in brazil. *Estudos Econômicos*, v. 39, n. 2, p. 277–300, junho 2009.

AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in brazil: The case of a small open economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n. 1, p. 131–166, Maio 2007.

ARESTIS, P. Inflation targeting: a critical appraisalinflation targeting: a critical appraisal. *The Levy Economics Institute of Bard College*, n. 388, Sep 2003. Disponível em: <http://www.levy.org/pubs/wp388.pdf>.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *NBER working paper series*, v. 1079, n. No. 1079, p. 32, Feb 1983. Disponível em: <www.nber.org/papers/w1079>.

BELTRAN, D. O.; DRAPER, D. Estimating the parameters of a small open economy dsge model: identifiability and inferential validity. *Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)*, n. 955, p. 38, Nov 2008. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/fip/fedgif/955.html>.

BERNANKE, B. S.; MISHKIN, F. S. Inflation targeting: A new framework for monetary policy? *National Bureau of Economic Research, Inc*, n. 5893, jul. 1997. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5893.html>.

BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: Lessons from brazil. *National Bureau of Economic Research, Inc*, n. 10389, mar. 2004. Disponível em: <http://ideas.repec-.org/p/nbr/nberwo/10389.html>.

BLANCHARD, O. J. The state of macro. *National Bureau of Economic Research, Inc*, n. 14259, ago. 2008. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/14259.html>.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. da C. Implementing inflation targeting in brazil. *Central Bank of Brazil, Research Department*, n. 1, jul. 2000. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/bcb/wpaper/1% -.html>.

BORGES, B. L.; SILVA, M. B. da. Estimando a taxa de juros natural para o brasil: Uma aplicação da metodologia var estrutural. *Estudos Econômicos*, v. 36, n. 1, p. 87–114, Março 2006. Disponível em: <www.scielo.br/pdf/ee/v36n1/v36n1a04.pdf>.

BUENO, R. D. L. da S. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CéSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in brazil after the real plan: Stylized facts from svar models. *Revista Brasileira de economia*, v. 62, n. 2, p. 123–160, junho 2008. Disponível em: <http://virtualbib.fgv.br/ojs-/index.php/rbe/article/view/1019/494>.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057–72, June 1981. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v49y1981i4p1057-72.html>.

DIXON, H. New keynesian macroeconomics: Entry for new palgrave dictionary of economics. In: . 2nd. ed. Cardiff Economics Working Papers, 2007. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/cdf/wpaper/2007-3.html>.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813–36, July 1996.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. 2nd edition. ed. [S.l.]: Wiley, 2004.

FERREIRA, A. B.; JúNIOR, F. G. J. Metas de inflação e vulnerabilidade externa no brasil. *ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]*, n. 035, 2005. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/anp/en2005/035.html>.

FISCHER, S. Modern approaches to central banking. *National Bureau of Economic Research, Inc*, n. 5064, mar. 1995. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5064.html>.

FISCHER, S. Why are central banks pursuing long-run price stability? *Proceedings*, p. 7–34, 1996. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/fip/fedkpr/y1996p7-34.html>.

GADELHA, S. R. de B.; DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no brasil? uma análise de causalidade. *Estudos Econômicos*, v. 12, n. 4, p. 659–675, Dezembro 2008. Disponível em: <www.scielo.br/pdf/ecoa/v12n4/06.pdf>.

GALI, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 195–222, October 1999. Disponível em: <http://ideas-.repec.org/a/eee/moneco/v44y1999i2p195-222.html>.

GIAMBIAGI, F.; RIGOLON, F. A atuação do banco central em uma economia estabilizada: É desejável adotar metas inflacionárias no brasil? *Revista de economia política*, v. 75, n. 3, p. 22, set 1999. Disponível em: <http://www.rep.org.br/pdf/75-1.pdf>.

GOODFRIEND, M.; KING, R. G. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *Federal Reserve Bank of Richmond*, n. 98-05, 1998. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/fip/fedrwp/98-05.html>.

GOUVEA, S. et al. Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. Preliminary Version. Septembrer 2008.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 5th. ed. New York: Prentice Hall, 2003.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELOS, M. A. S. de; JUNIOR, R. T. *Economia Brasileira Contemporânea*. 7. ed. São Paulo: Ed. Atlas, 2007.

HAAVELMO, T. The probability approach in econometrics. *Econometrica*, v. 12, p. 1–118, 1944. Disponível em: <http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p00a% -/p0004.pdf>.

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

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. Post-war u.s. business cycles: An empirical investigation. *Northwestern University, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science*, n. 451, maio 1981. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/nwu/cmsems/451.html>.

JUSELIUS, K. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. [S.l.]: Oxford University Press, 2006. 477 p.

KEYNES, J. M. *A Teoria Geral do Emprego do Juro e da Moeda*. 1º. ed. [S.l.]: Atlas, 1982. 328 p.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 473–91, Jun 1977. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v85y1977i3p473-91.html>.

LüTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. 1ts. ed. New York: [s.n.], 2006.

MASSON, P. R. The scope for inflation targeting in developing countries. *International Monetary Fund*, n. 97/130, Oct 1997. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa-/97-130.html>.

MENDONçA, H. F. de. Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: Uma avaliação empírica. *ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]*, n. 040, 2005. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/anp/en2005/040.html>.

MENDONçA, H. F. de; SOUZA, G. J. de Guimarães e. Credibilidade do regime de metas para inflação no brasil. *pesquisa e planejamento econômico*, v. 37, n. 2, p. 247–282, Setembro 2007. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/40/1010>.

MINELLA, A. et al. Inflation targeting in brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. *ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]*, n. b26, 2003. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/anp/en2003/b26.html>.

NG, S.; PERRON, P. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies*, v. 63, p. 435–463, 1996.

NG, S.; PERRON, P. Lag legth selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519–1554, 2001.

PAGAN, A. Report on modelling and forecasting at the bank of england. *Bank of England*, Jan 2003. Disponível em: <http://www.bankofengland.co.uk/publications/news/2003/paganreport-.pdf>.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. *Macroeconomic policy, credibility and Politics*. Switzerland: Harwood Academic Publishers, 1990.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988. Disponível em: <http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p07a%-/p0706.pdf>.

RAZZAK, W. A. Are inflation-targeting regimes credible? econometric evidence. *Reserve Bank of New Zealand*, Wellington, 2001.

ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. 3º. ed. New York: McGraw-Hill, 2006.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. "rational"expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *The Journal of Political Economy*, Vol. 83, n. No. 2, p. pp. 241–254, Apr 1975. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1830921>.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review*, v. 5, n. Fall, 1981. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/fip/fedmqr/y1981ifallnv.5no.3-.html>.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de phillips para o brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 1, p. 137–155, Março 2006. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/ecoa/v10n1/28702.pdf>.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, n. 48, p. 1–49, Jan 1980.

SUMMERS, L. H. The scientific illusion in empirical macroeconomics. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 93, n. 2, p. 129–48, 1991. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/bla-/scandj/v93y1991i2p129-48.html>.

SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *National Bureau of Economic Research, Inc*, n. 5797, out. 1997. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5797.html>.

TAYLOR, J. B. How should monetary policy respond to shocks while maintaining long-run price stability? conceptual issues. *Proceedings*, p. 181–195, 1996. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a/fip/fedkpr/y1996p181-195.html>.

TAYLOR, J. B. Teaching modern macroeconomics at the principles level. *American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 90–94, May 2000.

TELES, V. K.; NEMOTO, J. O regime de metas de inflação do brasil é crível? *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 3, p. 483–505, April 2005. Disponível em: <http://ideas-.repec.org/a/fgv/epgrbe/v59n3a6.html>.

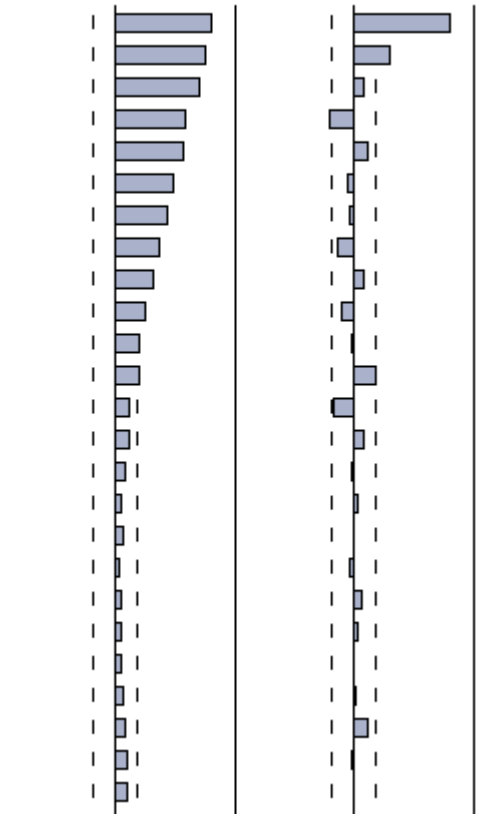
TOVAR, C. E. Dsge models and central banks. *Bank for International Settlements*, n. 258, set. 2008. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/bis/biswps/258.html>.

WALSH, C. E. Teaching inflation targeting: An analysis for intermediate macro. *Journal of Economic Education*, v. 33, n. 4, p. 333–346, 2002. Disponível em: <http://ideas.repec.org/a-/jee/journl/v33y2002i4p333-346.html>.

WALSH, C. E. *Monetary theory and policy*. 2nd edition. ed. [S.l.]: The MIT Press, 2003.

WOODFORD, M. *Interest and Price: Foundation of a theory of monetary police*. 2nd edition. ed. [S.l.]: Princeton University Press, 2003.

ANEXO A – FAC e FACP da variável SELIC



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.828	0.828	86.427	0.000
2	0.783	0.309	164.32	0.000
3	0.728	0.083	232.15	0.000
4	0.614	-0.204	280.81	0.000
5	0.593	0.127	326.58	0.000
6	0.516	-0.052	361.52	0.000
7	0.451	-0.038	388.53	0.000
8	0.380	-0.136	407.84	0.000
9	0.335	0.088	422.96	0.000
10	0.260	-0.112	432.17	0.000
11	0.203	-0.025	437.83	0.000
12	0.213	0.181	444.11	0.000
13	0.118	-0.175	446.07	0.000
14	0.125	0.089	448.29	0.000
15	0.097	-0.023	449.63	0.000
16	0.052	0.025	450.02	0.000
17	0.072	0.008	450.78	0.000
18	0.029	-0.041	450.90	0.000
19	0.043	0.081	451.18	0.000
20	0.046	0.027	451.49	0.000
21	0.048	0.007	451.84	0.000
22	0.059	0.022	452.37	0.000
23	0.084	0.117	453.45	0.000
24	0.111	-0.021	455.35	0.000
25	0.105	0.004	457.07	0.000

Figura 14: FAC e FACP da variável SELIC

ANEXO B – Testes realizados para VAR1

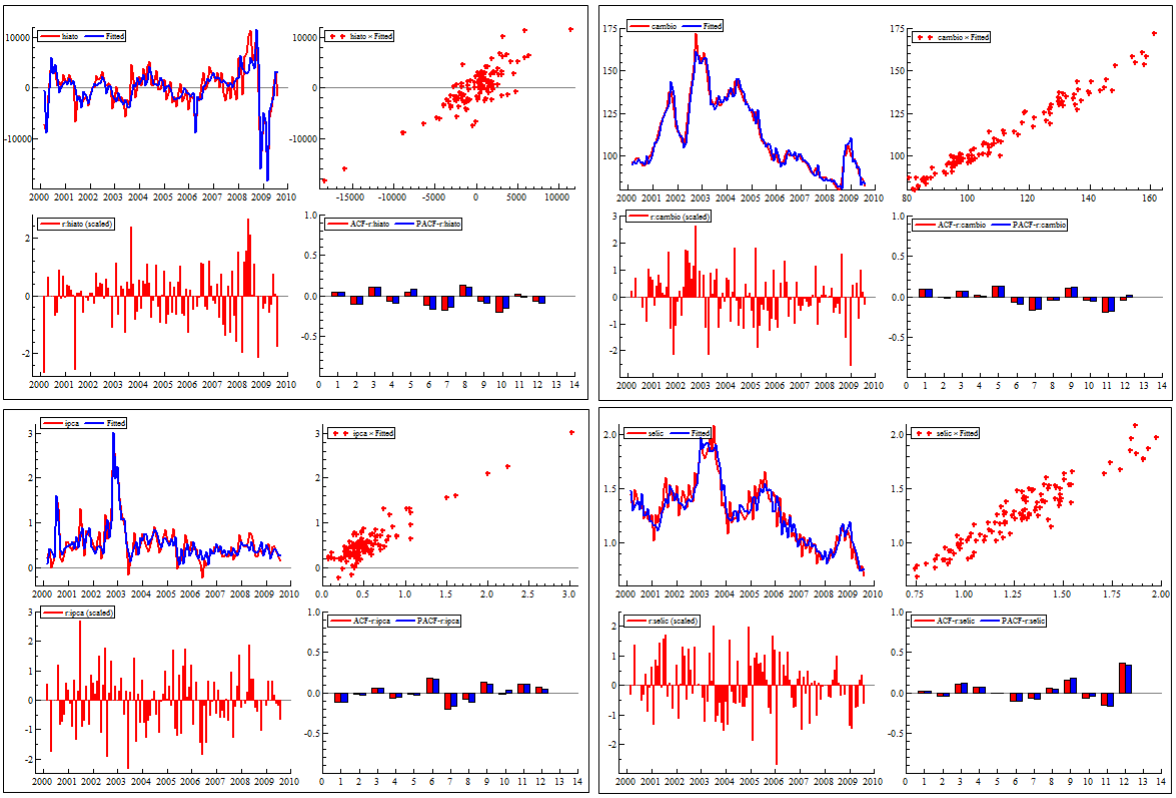


Figura 15: Analise gráfica para o sistema estimado - VAR1

Tabela 10: Correlação dos resíduos - VAR1

	HIATO	IPCA	CÂMBIO	SELIC
HIATO	2614.2	0.061970	0.10768	0.20489
IPCA	0.061970	0.21607	-0.010899	0.070503
CÂMBIO	0.10768	-0.010899	41.263	0.25670
SELIC	0.20489	0.070503	0.25670	0.10820
Correlação entre o valor verdadeiro e o valor ajustado				
	HIATO	IPCA	CÂMBIO	SELIC
	0.84559	0.90550	0.98544	0.94599
*Desvio padrão na diagonal				

Tabela 11: Teste de significância em conjunto de cada variável - VAR1

	Teste F	Valor	[Prob.]
HIATO	F(16,260) =	35.136	[0.0000]**
IPCA	F(16,260) =	45.597	[0.0000]**
CÂMBIO	F(16,260) =	30.246	[0.0000]**
SELIC	F(16,260) =	10.165	[0.0000]**
(11)2000:04	F(4,85) =	0.80354	[0.5263]
(13)2000:06	F(4,85) =	37.366	[0.0075]**
(14)2000:07	F(4,85) =	68.359	[0.0001]**
(42)2002:11	F(4,85) =	15.649	[0.0000]**
(44)2003:01	F(4,85) =	65.984	[0.0001]**
(83)2006:04	F(4,85) =	14.419	[0.2272]
(105)2008:02	F(4,85) =	11.403	[0.3432]
(113)2008:10	F(4,85) =	27.405	[0.0338]*
(115)2008:12	F(4,85) =	80.614	[0.0000]**
(118)2009:03	F(4,85) =	59.911	[0.0003]**

*Nível de significância de 5%
**Nível de significância de 1%

Tabela 12: Teste de significância das defasagens em conjunto - VAR1

		F-test	[Prob.]	AIC	SC
Lag 4 - 4	F(16,260) =	18.610	[0.0244]*	231.282	252.403
Lag 3 - 4	F(32,315) =	20.453	[0.0011]**	232.127	249.408
Lag 2 - 4	F(48,329) =	31.372	[0.0000]**	236.859	250.300
Lag 1 - 4	F(64,335) =	60.941	[0.0000]**	318.870	328.470
Teste de significância de cada defasagem - VAR 1					
Lag 4	F(16,260) =	18.610	[0.0244]*		
Lag 3	F(16,260) =	19.218	[0.0189]*		
Lag 2	F(16,260) =	36.750	[0.0000]**		
Lag 1	F(16,260) =	16.810	[0.0000]**		

*Nível de significância de 5%
**Nível de significância de 1%

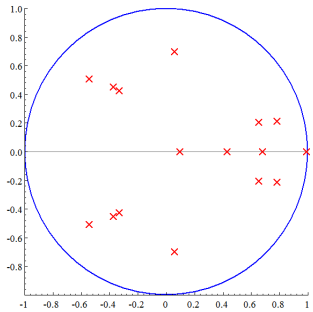


Figura 16: Raízes da matriz companheira - VAR1

Tabela 13: Raízes da matriz companheira - VAR1

Real	Imaginário	Modulo
0.9997	0.0000	0.9997
0.7822	-0.2232	0.8134
0.7822	0.2232	0.8134
-0.5445	0.5013	0.7402
-0.5445	-0.5013	0.7402
0.6712	-0.2042	0.7016
0.6712	0.2042	0.7016
0.05963	0.6988	0.7014
0.05963	-0.6988	0.7014
0.6747	0.0000	0.6747
-0.3885	-0.4786	0.6164
-0.3885	0.4786	0.6164
-0.3262	-0.4187	0.5308
-0.3262	0.4187	0.5308
0.4032	0.0000	0.4032
0.08462	0.0000	0.08462

Tabela 14: Testes de especificação para VAR1

HIATO:	Portmanteau(12):	158.733		
IPCA:	Portmanteau(12):	163.805		
CÂMBIO:	Portmanteau(12):	138.097		
SELIC:	Portmanteau(12):	286.312		[Prob.]
HIATO:	AR 1-6 test:	F(6,82) =	17.408	[0.1219]
IPCA:	AR 1-6 test:	F(6,82) =	15.470	[0.1734]
CÂMBIO:	AR 1-6 test:	F(6,82) =	15.206	[0.1817]
SELIC:	AR 1-6 test:	F(6,82) =	10.917	[0.3744]
HIATO:	Normality test:	$Chi^2(2)$ =	10.615	[0.0050]**
IPCA:	Normality test:	$Chi^2(2)$ =	12.752	[0.5286]
CÂMBIO:	Normality test:	$Chi^2(2)$ =	35.230	[0.1718]
SELIC:	Normality test:	$Chi^2(2)$ =	0.099530	[0.9515]
HIATO:	ARCH 1-6 test:	F(6,76) =	12.727	[0.2800]
IPCA:	ARCH 1-6 test:	F(6,76) =	0.33325	[0.9174]
CÂMBIO:	ARCH 1-6 test:	F(6,76) =	0.69869	[0.6514]
SELIC:	ARCH 1-6 test:	F(6,76) =	0.56296	[0.7584]
HIATO:	Hetero test:	F(42,45) =	0.89135	[0.6454]
IPCA:	Hetero test:	F(42,45) =	0.52592	[0.9811]
CÂMBIO:	Hetero test:	F(42,45) =	12.533	[0.2286]
SELIC:	Hetero test:	F(42,45) =	0.58067	[0.9609]
Testes de especificação para VAR1 em conjunto				
	Vector Portmanteau(12):	197.372		[Prob.]
	Vector AR 1-6 test:	F(96,244) =	12.101	[0.1236]
	Vector Normality test:	$Chi^2(8)$ =	15.879	[0.0442]*
	Vector Hetero test:	F(420,380)=	0.57406	[1.0000]

*Nível de significância de 5%
**Nível de significância de 1%

ANEXO C – Testes realizados para VAR2

Equações do sistema estimado para VAR2:

$$
\begin{aligned}
\text{DCÂMBIO} \;=\; & \underset{(0.0914)}{0.3204}\ \text{DCÂMBIO}_{t-1} + \underset{(0.115)}{0.0778}\ \text{DCÂMBIO}_{t-2} \\
& + \underset{(0.105)}{0.1138}\ \text{DCÂMBIO}_{t-3} + \underset{(0.0932)}{0.09813}\ \text{DCÂMBIO}_{t-4} \\
& - \underset{(0.000117)}{0.0001476}\ \text{HIATO}_{t-1} + \underset{(0.000117)}{0.0001213}\ \text{HIATO}_{t-2} \\
& + \underset{(0.000133)}{8.973e-005}\ \text{HIATO}_{t-3} + \underset{(0.000109)}{4.491e-005}\ \text{HIATO}_{t-4} \\
& - \underset{(1.29)}{0.06725}\ \text{IPCA}_{t-1} - \underset{(1.56)}{1.808}\ \text{IPCA}_{t-2} \\
& + \underset{(1.46)}{2.837}\ \text{IPCA}_{t-3} - \underset{(1.24)}{1.896}\ \text{IPCA}_{t-4} \\
& + \underset{(3.24)}{1.959}\ \text{SELIC}_{t-1} - \underset{(3.32)}{2.003}\ \text{SELIC}_{t-2} \\
& + \underset{(3.45)}{0.03665}\ \text{SELIC}_{t-3} + \underset{(2.9)}{0.6904}\ \text{SELIC}_{t-4} \\
& - \underset{(3.65)}{0.2871}\ (10)2000{:}03_t + \underset{(3.63)}{0.7958}\ (13)2000{:}06_t \\
& - \underset{(3.8)}{1.832}\ (14)2000{:}07_t - \underset{(3.76)}{13.47}\ (30)2001{:}11_t \\
& + \underset{(3.56)}{9.508}\ (37)2002{:}06_t + \underset{(3.87)}{10.26}\ (41)2002{:}10_t \\
& - \underset{(4.04)}{22.03}\ (42)2002{:}11_t - \underset{(4.98)}{3.88}\ (44)2003{:}01_t \\
& - \underset{(4.07)}{13.07}\ (47)2003{:}04_t - \underset{(3.56)}{0.9302}\ (109)2008{:}06_t \\
& + \underset{(3.6)}{9.433}\ (113)2008{:}10_t + \underset{(3.85)}{2.062}\ (115)2008{:}12_t \\
& - \underset{(4.43)}{15.2}\ (116)2009{:}01_t + \underset{(4.14)}{1.15}\ (118)2009{:}03_t
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
\text{HIATO} = \; & \underset{(71.6)}{98.33}\ \text{DCÂMBIO}_{t-1} - \underset{(90)}{24.25}\ \text{DCÂMBIO}_{t-2} \\
& - \underset{(82.5)}{117.1}\ \text{DCÂMBIO}_{t-3} - \underset{(73)}{1.137}\ \text{DCÂMBIO}_{t-4} \\
& + \underset{(0.0917)}{0.4178}\ \text{HIATO}_{t-1} + \underset{(0.0914)}{0.02176}\ \text{HIATO}_{t-2} \\
& + \underset{(0.104)}{0.3506}\ \text{HIATO}_{t-3} - \underset{(0.0852)}{0.2633}\ \text{HIATO}_{t-4} \\
& + \underset{(1.01e+003)}{558.4}\ \text{IPCA}_{t-1} + \underset{(1.22e+003)}{825.8}\ \text{IPCA}_{t-2} \\
& - \underset{(1.15e+003)}{1737}\ \text{IPCA}_{t-3} + \underset{(974)}{986}\ \text{IPCA}_{t-4} \\
& - \underset{(2.54e+003)}{5652}\ \text{SELIC}_{t-1} + \underset{(2.6e+003)}{2551}\ \text{SELIC}_{t-2} \\
& + \underset{(2.7e+003)}{1513}\ \text{SELIC}_{t-3} + \underset{(2.27e+003)}{1189}\ \text{SELIC}_{t-4} \\
& - \underset{(2.86e+003)}{9408}\ (10)2000{:}03_t + \underset{(2.85e+003)}{9923}\ (13)2000{:}06_t \\
& + \underset{(2.98e+003)}{2297}\ (14)2000{:}07_t - \underset{(2.95e+003)}{72.65}\ (30)2001{:}11_t \\
& + \underset{(2.79e+003)}{431.6}\ (37)2002{:}06_t + \underset{(3.03e+003)}{1607}\ (41)2002{:}10_t \\
& + \underset{(3.17e+003)}{116.5}\ (42)2002{:}11_t + \underset{(3.9e+003)}{989.6}\ (44)2003{:}01_t \\
& - \underset{(3.19e+003)}{393.9}\ (47)2003{:}04_t + \underset{(2.79e+003)}{9435}\ (109)2008{:}06_t \\
& + \underset{(2.82e+003)}{7123}\ (113)2008{:}10_t - \underset{(3.02e+003)}{1.633e+004}\ (115)2008{:}12_t \\
& + \underset{(3.47e+003)}{161.3}\ (116)2009{:}01_t - \underset{(3.24e+003)}{1.049e+004}\ (118)2009{:}03_t
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
\text{IPCA} \;=\; & \underset{(0.00625)}{0.007742}\ \text{DCÂMBIO}_{t-1} + \underset{(0.00785)}{0.01715}\ \text{DCÂMBIO}_{t-2} \\
& - \underset{(0.0072)}{0.0003147}\ \text{DCÂMBIO}_{t-3} - \underset{(0.00638)}{0.000634}\ \text{DCÂMBIO}_{t-4} \\
& - \underset{(8.01e-006)}{7.178e-006}\ \text{HIATO}_{t-1} + \underset{(7.98e-006)}{1.104e-005}\ \text{HIATO}_{t-2} \\
& - \underset{(9.09e-006)}{2.097e-006}\ \text{HIATO}_{t-3} - \underset{(7.44e-006)}{8.97e-007}\ \text{HIATO}_{t-4} \\
& + \underset{(0.0885)}{0.586}\ \text{IPCA}_{t-1} - \underset{(0.107)}{0.2375}\ \text{IPCA}_{t-2} \\
& + \underset{(0.1)}{0.2032}\ \text{IPCA}_{t-3} + \underset{(0.085)}{0.03905}\ \text{IPCA}_{t-4} \\
& - \underset{(0.222)}{0.2728}\ \text{SELIC}_{t-1} + \underset{(0.227)}{0.1773}\ \text{SELIC}_{t-2} \\
& + \underset{(0.236)}{0.03406}\ \text{SELIC}_{t-3} + \underset{(0.198)}{0.1993}\ \text{SELIC}_{t-4} \\
& + \underset{(0.25)}{0.009883}\ (10)2000{:}03_t + \underset{(0.248)}{0.1584}\ (13)2000{:}06_t \\
& + \underset{(0.26)}{1.167}\ (14)2000{:}07_t - \underset{(0.257)}{0.2144}\ (30)2001{:}11_t \\
& + \underset{(0.244)}{0.1311}\ (37)2002{:}06_t + \underset{(0.265)}{0.4051}\ (41)2002{:}10_t \\
& + \underset{(0.276)}{1.797}\ (42)2002{:}11_t + \underset{(0.34)}{1.528}\ (44)2003{:}01_t \\
& - \underset{(0.278)}{0.2445}\ (47)2003{:}04_t + \underset{(0.244)}{0.1855}\ (109)2008{:}06_t \\
& + \underset{(0.246)}{0.1015}\ (113)2008{:}10_t - \underset{(0.263)}{0.3937}\ (115)2008{:}12_t \\
& + \underset{(0.303)}{0.04419}\ (116)2009{:}01_t - \underset{(0.283)}{0.1673}\ (118)2009{:}03_t
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
\text{SELIC} \;=\; & -\underset{(0.00299)}{0.004056}\ \text{DCÂMBIO}_{t-1} + \underset{(0.00376)}{0.00284}\ \text{DCÂMBIO}_{t-2} \\
& + \underset{(0.00345)}{0.00113}\ \text{DCÂMBIO}_{t-3} - \underset{(0.00305)}{0.0007475}\ \text{DCÂMBIO}_{t-4} \\
& - \underset{(3.83e-006)}{5.34e-006}\ \text{HIATO}_{t-1} + \underset{(3.82e-006)}{3.139e-006}\ \text{HIATO}_{t-2} \\
& + \underset{(4.36e-006)}{1.178e-005}\ \text{HIATO}_{t-3} - \underset{(3.56e-006)}{5.014e-006}\ \text{HIATO}_{t-4} \\
& + \underset{(0.0424)}{0.04598}\ \text{IPCA}_{t-1} - \underset{(0.0511)}{0.05475}\ \text{IPCA}_{t-2} \\
& + \underset{(0.0479)}{0.04119}\ \text{IPCA}_{t-3} + \underset{(0.0407)}{0.03942}\ \text{IPCA}_{t-4} \\
& + \underset{(0.106)}{0.3767}\ \text{SELIC}_{t-1} + \underset{(0.109)}{0.5661}\ \text{SELIC}_{t-2} \\
& + \underset{(0.113)}{0.244}\ \text{SELIC}_{t-3} - \underset{(0.0949)}{0.2299}\ \text{SELIC}_{t-4} \\
& - \underset{(0.12)}{0.09247}\ (10)2000{:}03_t + \underset{(0.119)}{0.1937}\ (13)2000{:}06_t \\
& + \underset{(0.125)}{0.01571}\ (14)2000{:}07_t - \underset{(0.123)}{0.0998}\ (30)2001{:}11_t \\
& - \underset{(0.117)}{0.05648}\ (37)2002{:}06_t + \underset{(0.127)}{0.1639}\ (41)2002{:}10_t \\
& + \underset{(0.132)}{0.1004}\ (42)2002{:}11_t + \underset{(0.163)}{0.3347}\ (44)2003{:}01_t \\
& - \underset{(0.133)}{0.114}\ (47)2003{:}04_t + \underset{(0.117)}{0.1009}\ (109)2008{:}06_t \\
& + \underset{(0.118)}{0.06244}\ (113)2008{:}10_t - \underset{(0.126)}{0.11}\ (115)2008{:}12_t \\
& - \underset{(0.145)}{0.1792}\ (116)2009{:}01_t + \underset{(0.136)}{0.1614}\ (118)2009{:}03_t
\end{aligned}
$$

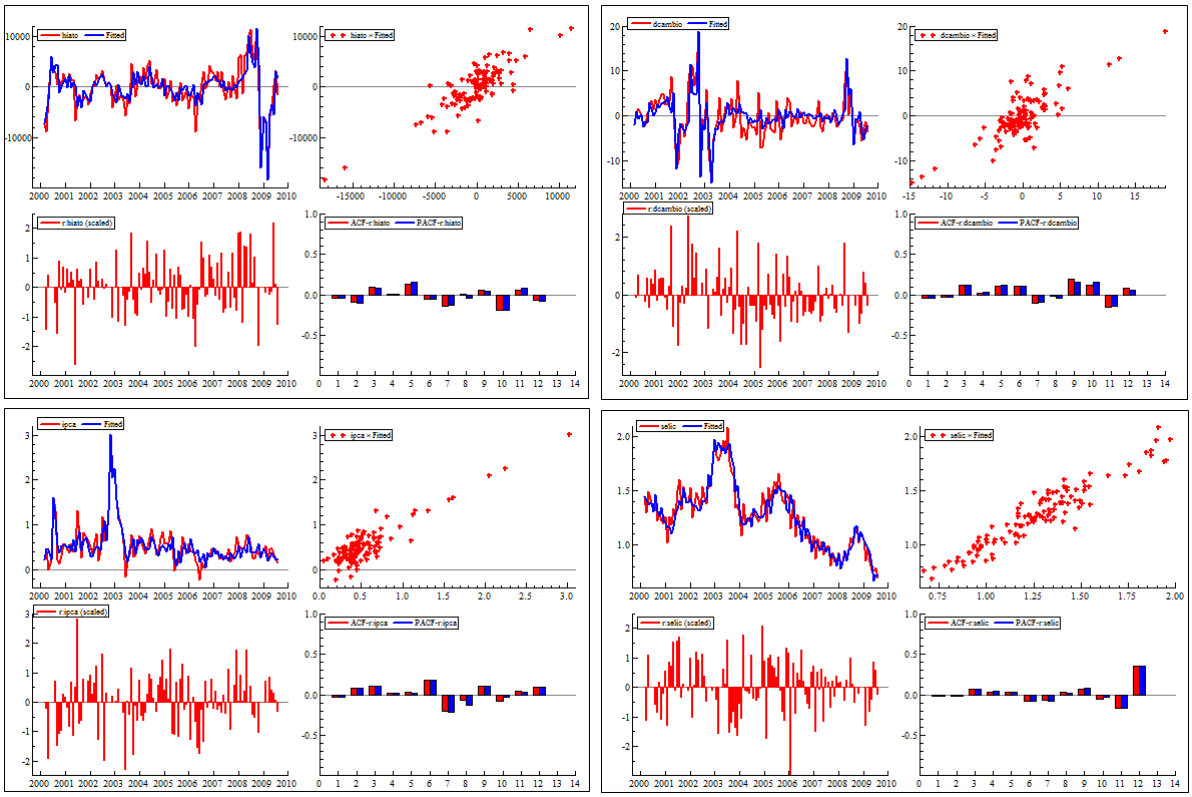


Figura 17: Analise gráfica para o sistema estimado - VAR2

Tabela 15: Correlação dos resíduos - VAR2

	DCÂMBIO	HIATO	IPCA	SELIC
DCÂMBIO	3.3521	0.089772	-0.20587	0.13594
HIATO	0.089772	2625.9	0.15516	0.25148
IPCA	-0.20587	0.15516	0.22925	0.098367
SELIC	0.13594	0.25148	0.098367	0.10980
Correlação entre o valor verdadeiro e o valor ajustado				
	DCÂMBIO	HIATO	IPCA	SELIC
	0.80618	0.85203	0.89836	0.94776
*Desvio padrão na diagonal				

Tabela 16: Teste de significância em conjunto de cada variável - VAR2

	Teste F	Valor	[Prob.]
DCÂMBIO	F(16,248) =	31.004	[0.0001]**
HIATO	F(16,248) =	42.057	[0.0000]**
IPCA	F(16,248) =	40.600	[0.0000]**
SELIC	F(16,248) =	34.444	[0.0000]**
(10)2000:03	F(4,81) =	27.129	[0.0356]*
(13)2000:06	F(4,81) =	30.847	[0.0204]*
(14)2000:07	F(4,81) =	49.481	[0.0013]**
(30)2001:11	F(4,81) =	38.101	[0.0069]**
(37)2002:06	F(4,81) =	22.584	[0.0699]
(41)2002:10	F(4,81) =	28.993	[0.0269]*
(42)2002:11	F(4,81) =	14.717	[0.0000]**
(44)2003:01	F(4,81) =	56.722	[0.0004]**
(47)2003:04	F(4,81) =	31.587	[0.0182]*
(109)2008:06	F(4,81) =	28.383	[0.0295]*
(113)2008:10	F(4,81) =	30.580	[0.0212]*
(115)2008:12	F(4,81) =	74.132	[0.0000]**
(116)2009:01	F(4,81) =	31.335	[0.0189]*
(118)2009:03	F(4,81) =	35.906	[0.0096]**

Tabela 17: Teste de significância das defasagens em conjunto - VAR2

		F-test	[Prob.]	AIC	SC
Lag 4 - 4	F(16,248) =	18.075	[0.0306]*	229.214	254.176
Lag 3 - 4	F(32,300) =	21.070	[0.0007]**	230.508	251.630
Lag 2 - 4	F(48,314) =	28.092	[0.0000]**	233.993	251.274
Lag 1 - 4	F(64,319) =	26.036	[0.0000]**	288.962	302.403
Teste de significância de cada defasagem - VAR2					
Lag 4	F(16,248) =	18.075	[0.0306]*		
Lag 3	F(16,248) =	25.810	[0.0010]**		
Lag 2	F(16,248) =	35.667	[0.0000]**		
Lag 1	F(16,248) =	70.659	[0.0000]**		

*Nível de significância de 5%
**Nível de significância de 1%

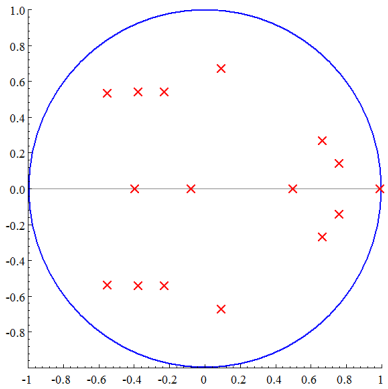


Figura 18: Raízes da matriz companheira - VAR2

Tabela 18: Raízes da matriz companheira - VAR2

Real	Imaginário	Modulo
0.9897	0.0000	0.9897
-0.5541	0.5354	0.7705
-0.5541	-0.5354	0.7705
0.7561	0.1401	0.7690
0.7561	-0.1401	0.7690
0.6624	-0.2696	0.7152
0.6624	0.2696	0.7152
0.09001	0.6712	0.6772
0.09001	-0.6712	0.6772
-0.3777	0.5423	0.6609
-0.3777	-0.5423	0.6609
-0.2297	0.5416	0.5883
-0.2297	-0.5416	0.5883
0.4966	0.0000	0.4966
-0.3992	0.0000	0.3992
-0.08040	0.0000	0.08040

Tabela 19: Testes sob as variáveis do VAR2

DCÂMBIO:	Portmanteau(12):	159.321		
HIATO:	Portmanteau(12):	130.671		
IPCA:	Portmanteau(12):	154.787		
SELIC:	Portmanteau(12):	230.768		[Prob.]
DCÂMBIO:	AR 1-6 test:	F(6,78) =	11.849	[0.3231]
HIATO:	AR 1-6 test:	F(6,78) =	10.597	[0.3940]
IPCA:	AR 1-6 test:	F(6,78) =	14.952	[0.1908]
SELIC:	AR 1-6 test:	F(6,78) =	0.28093	[0.9444]
DCÂMBIO:	Normality test:	$Chi^2(2)$ =	76.692	[0.0216]*
HIATO:	Normality test:	$Chi^2(2)$ =	23.826	[0.3038]
IPCA:	Normality test:	$Chi^2(2)$ =	39.530	[0.1386]
SELIC:	Normality test:	$Chi^2(2)$ =	25.704	[0.2766]
DCÂMBIO:	ARCH 1-6 test:	F(6,72) =	0.56430	[0.7573]
HIATO:	ARCH 1-6 test:	F(6,72) =	0.26814	[0.9500]
IPCA:	ARCH 1-6 test:	F(6,72) =	0.31010	[0.9298]
SELIC:	ARCH 1-6 test:	F(6,72) =	0.33899	[0.9140]
DCÂMBIO:	Hetero test:	F(46,37) =	0.42391	[0.9970]
HIATO:	Hetero test:	F(46,37) =	0.60266	[0.9484]
IPCA:	Hetero test:	F(46,37) =	0.61693	[0.9400]
SELIC:	Hetero test:	F(46,37) =	0.44108	[0.9956]
Testes sob as variáveis do VAR2 em conjunto				
	Vector Portmanteau(12):	206.361	[Prob.]	
	Vector AR 1-6 test:	10.789	[0.3205]	
	Vector Normality test:	$Chi^2(8)$ =	15.334	[0.0530]
	Vector Hetero test:	F(460,304)=	0.41007	[1.0000]

*Nível de significância de 5%
**Nível de significância de 1%