

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

SIDNEY MARTINS CAETANO

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL

Porto Alegre

2007

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

SIDNEY MARTINS CAETANO

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Ronald Otto Hillbrecht

Porto Alegre

2007

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

C128e Caetano, Sidney Martins
Ensaio sobre política monetária e fiscal no Brasil / Sidney
Martins Caetano. – Porto Alegre, 2007.
142 f.

Orientador: Ronald Otto Hillbrecht.

Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de
Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2007.

1. Política fiscal : Brasil. 2. Política monetária : Brasil. I.
Hillbrecht, Ronald Otto. II. Universidade Federal do Rio Grande do
Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-
Graduação em Economia. III. Título.

CDU 336

SIDNEY MARTINS CAETANO

ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 16 de Março de 2007.

Prof. Ronald Otto Hillbrecht – Orientador
UFRGS

Prof. Geraldo Edmundo Silva Junior
UFV

Prof. Marcelo Savino Portugal
UFRGS

Prof. Roberto Meurer
UFSC

Para Cassiane Júlia e Isabella

AGRADECIMENTOS

A Deus por permitir mais esta vitória profissional na minha vida.

À minha esposa Cassiane Júlia sempre presente e a minha linda Isabella.

A minha família: meus pais Geraldo V. Caetano e Elisa M. Caetano; meus irmãos Carlos Alberto, Cássio Anderson, Cristiano e Silvano.

Ao meu orientador Ronald Otto Hillbrecht pela disponibilidade e confiança.

Aos professores do Departamento de Economia, principalmente, ao Marcelo Portugal e Jorge Araújo.

Ao meu grande amigo Prof. Geraldo Edmundo.

Aos amigos do curso de doutorado e mestrado do PPGE sempre presente.

Às funcionárias Cláudia, Raquel, Iara e Maria de Lourdes do PPGE pela amizade, profissionalismo e paciência durante todos esses anos.

Ao CNPq pela disponibilidade financeira no início do curso.

Muitos colaboraram direta ou indiretamente, por isso perdão pelas omissões.

RESUMO

Esta tese apresenta três ensaios sobre política monetária e fiscal dentro do atual regime de metas de inflação. O primeiro ensaio buscou estudar uma possível integração monetária-fiscal ao determinar uma regra ótima de política monetária com restrição fiscal, analisando os efeitos de diversas preferências sobre a regra ótima em função da alteração dos pesos dados para os desvios da razão superávit primário/PIB em relação à sua meta pré-estabelecida. Os resultados mostraram que a regra ótima obtida apresenta uma resposta negativa das taxas de juros aos choques na relação dívida/PIB. Ainda, superávits primários/PIB maiores permitiriam reduções maiores nas taxas de juros e proporcionais aos pesos que essa variável-objetivo teria na função de perda social. Do ponto de vista tradicional do mecanismo de transmissão da política monetária, a resposta positiva das taxas de juros a uma desvalorização real do câmbio e a uma elevação do prêmio de risco seria mantida. Portanto, os resultados sugerem que a adoção de uma meta explícita para o superávit primário/PIB tem conseqüências positivas sobre a regra ótima de política monetária e para a redução da taxa de juros, bem como na eficiência do atual instrumento de política monetária. O segundo ensaio buscou analisar a relação risco default através do modelo de regressão beta, bem como os impactos que os superávits primários podem trazer sobre o prêmio de risco e, conseqüentemente, sobre o câmbio. Do ponto de vista da relação *default risk*, ancorada no modelo de Blanchard (2004/2005), as estimativas baseadas no modelo de regressão beta para as quatro relações propostas neste ensaio apresentaram sinais estatisticamente significativos e compatíveis com a teoria. O fato interessante nos resultados referente ao período do regime de metas de inflação é que as estimativas indicaram uma relação direta e forte entre o superávit primário/PIB e a probabilidade de default; evidências que destacam a importância dos efeitos indiretos que o superávit pode gerar sobre o juro doméstico. O terceiro ensaio analisou a dinâmica discreta da taxa de juros SELIC-meta definida nas reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM). Dois métodos foram utilizados para estudar a possibilidade de o COPOM reduzir/manter/aumentar a taxa de juros básica: probit binomial e probit multinomial. Os resultados mostraram que os desvios de inflação e o hiato do produto são variáveis relevantes para explicar as decisões do COPOM. O modelo probit binomial aplicado para os casos de aumento e redução da taxa SELIC-meta mostraram que a inclusão da variável fiscal gerou melhores resultados. Para o caso agregado, método probit multinomial, os resultados indicaram que a inclusão da variável fiscal combinada com a expectativa de inflação gerou os melhores resultados relativamente aos demais casos. Assim, a resposta do COPOM a resultados fiscais bem como às expectativas do mercado quanto à inflação demonstraram ser os sinais que devem ser observados pelo mercado.

Palavras-Chave: Política Monetária e Fiscal; Regra Ótima; Função de Reação Fiscal; Risco Default; Modelo de Regressão Beta; Regra de Política Monetária; Taxa de Juros SELIC-meta.

ABSTRACT

This thesis presents three essays on monetary and fiscal policy of the current regimen of inflation targeting. The first essay searched to study an integration monetary-fiscal when determining an optimal rule of monetary policy with fiscal restriction, analyzing the effect of diverse preferences on the optimal rule in function of the alteration of the weights given for the deviations of the surplus primary as a fraction of GDP in relation to its established targets. The results show that the gotten optimal rule presents a negative reply of the interest rates to the shocks in the debt-to-GDP ratio. Primary surplus still bigger would allow bigger reductions in the interest rates and proportional to the weights that this variable-objective would have in the function of social loss. Of the traditional point of view of the mechanism of transmission of the monetary policy, the positive reply of the interest rates to a real depreciation of the exchange and to a rise of the risk premium it would be kept. Therefore, the results suggest that the adoption of explicit targets for the primary surplus in percentage of the GDP has positive consequences on the optimal rule of monetary policy and for the reduction of the interest rates, as well as in the efficiency of the current instrument of monetary policy. The second essay searched to analyze the relation default risk through of the beta regression model, as well as the impacts that primary surplus can bring on the risk premium and, consequently, on the exchange rate. Of the point of view of the relation default risk, anchored in the model of Blanchard (2004/2005), the estimates based on the beta regression model for the four relations proposals in the study had presented significant and compatible signals with the theory. The interesting fact in the results referring to the period of the regimen of inflation targeting is that the estimates had indicated a negative and strong relation between the primary surplus/GDP and the probability of default, evidences that detaching the importance of the positive and indirect impact of the surplus in relation to the interests rate domestic. The third analyzes the discrete dynamics of the SELIC interest rates-target defined in the meetings of the Brazilian Monetary Policy Council (COPOM). Two methods were applied in order to study the possibility of COPOM to reduce/maintain/increase the interest rates: probit model and multinomial probit. It was verified that the deviations of inflation and the GDP gap must be considered importants variables to explain the COPOM's decisions. The probit model was applied to the cases of the increases probabilies and reduces probabilities showing that the inclusion of a fiscal variable generates better results. To the aggregated case, multinominal probit method, the results indicates that the inclusion of a fiscal variables combined with the inflation expectations generates better results than other possibilities. So, the responses of COPOM to the fiscal results as well as inflation expectations were the reals signs to be considered for the market.

Key words: Monetary and fiscal Policy; Optimal Rule; Fiscal Reaction Function; Default Risk; Beta Regression Model; Rule of Monetary Policy; SELIC interest rates - target.

LISTA DE FIGURAS

Figura 3.1.1 – Dinâmica da taxa de câmbio e da taxa de juros	73
Figura 3.2.1 – Gráficos de diagnóstico da primeira relação estimada (1ª)	95
Figura 3.2.2 – Gráficos de diagnóstico da segunda relação estimada (2ª).....	95
Figura 3.2.3 – Gráficos de diagnóstico da terceira relação estimada (3ª)	96
Figura 3.2.4 – Gráficos de diagnóstico da quarta relação estimada (4ª)	96
Figura 4.1.1 – Taxa Selic Meta (% a.a.) - 05/03/1999 a 31/08/2006	108
Figura 4.3.1.1 – Simulações das “probability response curves”	119
Figura 4.3.1.2 – Aumento na SELIC	119
Figura 4.3.1.3 – Simulações das “probability response curves”	122
Figura 4.3.1.4 – Queda na SELIC-meta	123

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1.1 - Decomposição da inflação medida pelo IPCA em % - 2001 a 2005 .	25
Tabela 2.6.1 – Estimativa da função de reação fiscal	61
Tabela 2.6.2 – Regra Ótima de Política	62
Tabela 2.6.3 – Regra Ótima de Política	62
Tabela 3.1.1 – Estimativa da relação “default risk”	75
Tabela 3.3.1 – Estimativa da relação “default risk”	92
Tabela 4.1.1 - Movimentos e persistência na taxa Selic - meta	108
Tabela 4.3.1.1 – Estimativa do modelo probit binomial - aumento na SELIC- meta.....	117
Tabela 4.3.1.2 – Efeito marginal das variáveis explicativas	118
Tabela 4.3.1.3 – Estimativa do modelo probit binomial - queda na SELIC- meta.....	121
Tabela 4.3.1.4 – Efeito marginal das variáveis explicativas	122
Tabela 4.3.2.1 – Estimativa do modelo probit multinomial com alternativa específica	125
Tabela A.1 – Alguns modelos estruturais macroeconômicos estimados para a economia brasileira	140

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA COM RESTRIÇÕES FISCAL	14
2.1 HISTÓRICO DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL	21
2.2 POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA SOB RESTRIÇÃO FISCAL	31
2.3 MODELOS ESTRUTURAIS PARA INFLATION TARGETING NO BRASIL	34
2.4 MODELOS ESTRUTURAIS À ECONOMIA BRASILEIRA: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	41
2.5 PROBLEMA DE POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA SOB RESTRIÇÃO FISCAL	52
2.6 APLICAÇÃO ECONÔMICA: REGRA ÓTIMA SOB RESTRIÇÃO FISCAL	60
2.7 CONCLUSÕES	63
3 RELAÇÃO DEFAULT RISK: UMA ESTIMAÇÃO USANDO O MODELO DE REGRESSÃO BETA	65
3.1 A POLÍTICA MONETÁRIA E O RISCO DE DEFAULT: DEPENDÊNCIA DE CAPITAIS EXTERNOS	71
3.2 A REGRESSÃO BETA: APLICAÇÃO AO RISCO DE DEFAULT	76
3.3 RELAÇÃO “DEFAULT RISK”: UMA ESTIMATIVA USANDO O MODELO DE REGRESSÃO BETA	90
3.4 CONCLUSÕES	97
4 DINÂMICA DA TAXA DE JUROS SELIC - META	98
4.1 AS REGRAS NA POLÍTICA MONETÁRIA	101
4.2 METODOLOGIA: O MODELO PROBIT	110
4.3 RESULTADOS E ANÁLISES DOS MODELOS PROBIT	115
4.4 CONCLUSÕES	126
5 CONCLUSÃO GERAL	129
REFERÊNCIAS	131
APÊNDICE A	140

1 INTRODUÇÃO

A inflação e o crescimento econômico, junto com outras variáveis macroeconômicas (taxa de desemprego, taxa de juros, taxa de câmbio etc.), compõem problemas ditos fundamentais da macroeconomia.

A inflação é definida como um processo de alta generalizada e contínua do índice geral de preços, traduzindo-se na redução gradativa do poder de compra interna da moeda¹. Já a taxa de inflação é, portanto, uma média da elevação dos preços em um dado período. Como as oscilações nos preços não caminham na mesma direção e muito menos são de magnitudes idênticas, as alterações dos preços relativos são freqüentes em processos inflacionários independente de sua magnitude.

O crescimento econômico, por sua vez, é definido como a variação percentual do PIB (Produto Interno Bruto) que mede a riqueza de um país em determinado período de tempo². A educação, a produtividade, inflação baixa e estável, a poupança, o investimento, a redução dos juros, entre outros, são fatores determinantes para o crescimento econômico.

Assim, percebe-se que algumas condições são necessárias para alcançar um crescimento sustentado tão almejado recentemente no país. Dentre estas, pode citar um ambiente macroeconômico favorável, onde os determinantes do crescimento econômico citado acima caminhem de forma positiva em prol deste. Além disso, um ambiente microeconômico (educação de qualidade, alta produtividade, crédito suficiente etc.) positivo também se faz necessário.

Atualmente existe um consenso amplo de que uma inflação baixa e estável é uma condição necessária, embora não suficiente, para o crescimento de uma

¹ Já uma baixa generalizada e contínua do índice geral de preços gera o conceito e o efeito inverso ao de inflação: deflação e aumento do poder de compra.

² Produto interno bruto - Bens e serviços produzidos no país descontadas as despesas com os insumos utilizados no processo de produção durante o ano. É a medida do total do valor adicionado bruto gerado por todas as atividades econômicas.

economia de mercado e que o mais direto determinante da inflação é a política monetária.

Estas últimas são os focos da presente tese, pois um ambiente inflacionário e persistente, principalmente, em economias emergentes como a brasileira, faz com que alguns agentes econômicos ganham, enquanto muitos perdem. Em conseqüência, surge uma nova distribuição de renda na sociedade, pois quem recebe renda fixa acaba perdendo relativamente mais com a inflação, ou seja, seu poder aquisitivo torna-se menor, pois com uma renda constante, o indivíduo compra uma cesta cada vez menor de bens à medida que a inflação aumenta³.

Portanto, um controle inflacionário também é objetivo indispensável para alcançar uma política social mais eficaz, uma vez que é a classe pobre da população a que mais sofre os efeitos perversos da inflação.

Sendo assim, é de extrema relevância o esforço teórico e aplicado para descrever os fatos reais e alcançar uma redução e estabilidade dos preços, pois além de aumentar o horizonte de previsibilidade dos agentes econômicos, reduzindo a incerteza e favorecendo o investimento, a queda e estabilidade da inflação favorecem a preservação do poder de compra dos salários. Em conseqüência, contribui para a melhora na distribuição de renda, sustentando a demanda agregada e assegurando maior crescimento ao longo do tempo.

Dentro do contexto de política monetária, pode-se dizer que existem três formas de atuação dos bancos centrais no mundo atual: i) controle da taxa de câmbio; ii) controle de agregados monetários; e iii) utilização de taxa de juros para combater a inflação.

Entre as alternativas de regimes monetários, o controle da taxa de câmbio e a definição de metas para agregados monetários foram usados em diversos países, e gradualmente abandonados dada a dificuldade do controle de tais variáveis em um ambiente de economia aberta para o câmbio e as constantes mudanças tecnológicas no setor bancário para os agregados monetários, ou seja, após várias crises cambiais e dado à instabilidade da demanda por agregados monetários, essas opções foram abandonadas pela maioria dos países.

³ Além desta, pode-se citar várias outras conseqüências advindas de taxas de inflação elevada: provoca distorções na alocação de recursos da economia; afeta o balanço de pagamento por alterar o valor da moeda nacional e da taxa de câmbio; gera incertezas quanto aos investimentos privados, dificulta o cálculo econômico etc.

Como opção, vários países, inclusive o Brasil, passou a utilizar a taxa de juros de curto prazo para combater a inflação dentro do regime *Inflation Targeting*.

No entanto, mesmo diante da existência de várias nações que adotaram e permanecem até então com o regime de metas para inflação, ainda persiste algumas controvérsias quanto à eficácia do regime de política monetária, principalmente, em economias com fragilidade fiscal. Uma vez que a ausência de dominância fiscal é uma condição necessária para seu sucesso.

Nesta discussão uma variável que está ganhando espaço no cenário nacional é o superávit primário, ou seja, qual seu papel no regime de metas para inflação. Com isso, algumas questões levantam-se quase que automaticamente: um superávit primário maior gera benefícios para a economia brasileira? Será que o superávit primário pode ajudar a reduzir a probabilidade de default no país? Esta variável exerce alguma influencia indireta sobre a política monetária podendo, assim, ajudar na eficiência e dinâmica do principal instrumento de política monetária no Brasil, a taxa de juros?

Diante da atual importância da discussão, a presente tese mostra a aplicação de três ensaios sobre política monetária e fiscal no Brasil destacando nestes a relevância do superávit primário nas análises.

A seguir indicamos as principais contribuições desta tese e como segue sua divisão para os fins propostos.

Além da presente introdução e da conclusão geral, a tese consta de três ensaios independentes apresentados em três capítulos como segue.

No segundo capítulo, busca-se uma resposta não definitiva para uma questão em aberto na literatura sobre regime de metas de inflação relacionada à restrição fiscal. Em função disso, o ensaio determina uma regra ótima de política monetária para a economia brasileira sob restrição fiscal. Buscou-se inovar com a endogenização do superávit primário por meio de uma função de reação fiscal e do desvio da razão superávit/PIB em torno de uma meta pré-estabelecida como um dos argumentos da função perda a ser minimizada pela autoridade monetária. A partir desta suposta integração entre política monetária e fiscal passa-se a analisar os efeitos de diversas preferências sobre a regra ótima, ao se alterar os pesos dados para os desvios da razão superávit/PIB em relação à sua meta. Também se estudou a importância do superávit primário para uma futura redução de juros e a eficiência

da política monetária, uma vez que, um aumento na taxa de juros real pode aumentar a probabilidade de default da dívida e levar a uma depreciação, considerada como uma restrição cambial (BLANCHARD, 2004).

No terceiro capítulo, o objetivo é oferecer evidências empíricas inéditas ao analisar a relação risco default, ancorada no modelo de Blanchard (2004/2005), sob a ótica das estimativas do novo modelo de regressão beta, bem como os impactos positivos que os superávits primários podem trazer sobre o prêmio de risco e, conseqüentemente, sobre o câmbio.

Já no quarto capítulo, o respectivo ensaio buscou analisar a dinâmica da taxa de juros Selic – meta definida nas reuniões do Copom sob a ótica de uma abordagem discreta, o que a diferencia da maioria dos trabalhos que centralizam suas análises na taxa de juros como uma variável dependente contínua, principalmente, no que diz respeito às aplicações brasileiras. Verifica se os desvios de inflação e o hiato do produto, entre outras variáveis como o superávit primário, são importantes para explicar a probabilidade prevista de o Copom aumentar/manter/reduz a meta para a taxa de juros básica da economia brasileira. Analisa-se também se existe uma maior preocupação com a convergência das expectativas de preços futuras do que das variações dos preços correntes em direção às metas estabelecidas pelo CMN. Além de procurar observar a probabilidade de inversão de sentido das taxas de juros dado o tempo decorrido (em dias) entre cada alteração das taxas de juros.

De uma forma geral, o objetivo principal foi verificar a possibilidade de integração entre ambas as políticas, fiscal e monetária, uma vez que a ausência de dominância fiscal é considerada uma condição necessária para o sucesso do regime. A hipótese central era de que, dependendo do ambiente econômico, a política monetária sozinha pode não ser suficiente para estabilizar a economia. Principalmente, em um país com fragilidade fiscal. Alguns momentos seria o caso até de uma política fiscal ser mais ativa que a política monetária.

Os resultados, além de sugerir a integração entre a política monetária e fiscal, mostram que a adoção de uma meta explícita e adequada para o superávit primário/PIB tem conseqüências positivas sobre a regra ótima que tem sido um guia útil para as autoridades monetárias. O mesmo superávit primário demonstra ter

impactos positivos sobre o prêmio de risco e, conseqüentemente, sobre o câmbio quando se analisa a relação risco default a partir do modelo de regressão beta.

O último ensaio que analisou a dinâmica da taxa de juros Selic – meta sob a ótica de uma abordagem discreta mostrou que os desvios de inflação e o hiato do produto defasado são importantes para explicar a probabilidade prevista de o Copom aumentar/reduzir a meta para a taxa Selic. Os resultados ainda mostram uma maior preocupação com a convergência das expectativas de preços futuras do que das variações dos preços correntes em direção às metas estabelecidas pelo CMN. Também se observa uma ausência de simetria na ação do COPOM, corroborando com a idéia de persistência nas reduções dos juros e de certa presença de algum grau de rigidez no comportamento de baixa dos juros. A variável fiscal, superávit primário, também mostra sua relevância.

Algumas evidências como as apresentadas no terceiro ensaio mostram que é razoável seguir pesquisando neste caminho discreto. Outros resultados demonstram que maiores estudos e discussões podem ajudar a caminhar de vez em direção a uma integração formal entre a política fiscal e monetária.

2 POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA COM RESTRIÇÃO FISCAL

O debate sobre a política monetária tem, em mais de meio século, incorporado variáveis importantes, permitindo relacionar as políticas cambial, fiscal e monetária.

Nesse ínterim dois cortes analíticos fizeram-se importantes: um de caráter teórico e outro de ordem conjuntural. No teórico, o cerne encontrar-se-ia na evolução do debate entre regras *versus* discricção em política monetária; no corte conjuntural, por sua vez, o colapso das regras monetárias baseadas em âncoras nominais, como o regime da taxa de câmbio fixo, ou mesmo *crawling peg*, nos anos 1990, fizeram com que o regime *inflation targeting* se tornasse amplamente aceito tanto pelos macroeconomistas teóricos quanto pelos formuladores de política monetária.

A partir de importantes fatos estilizados, como a Hiperinflação Alemã nos anos 1920, a Grande Depressão em fins dos anos 1920 e início dos anos 1930, a Reforma Monetária Européia no pós-Segunda Guerra, a Estagflação nos anos 1970 e a União Monetária Européia nos anos 1990, a literatura econômica passou a apresentar um campo não restrito à simples análise formal, mas passível de tratamento empírico, no qual tem sido discutida a questão do gerenciamento da política monetária como forma de se condicionar a estabilidade econômica a partir da estabilidade dos preços.

Embora a natureza de uma regra monetária simples, como a regra de Friedman (FRIEDMAN, 1948, 1949, 1953), fosse estabelecida como um critério de política fiscal forte, observou-se que, ao longo da história, a imprecisão dos efeitos da política monetária sobre os demais agregados macroeconômicos, fragilizassem a capacidade da política monetária de estabilizar os preços e, até mesmo, o produto.

Caracterizado como uma controvérsia geral sobre a questão de regras *versus* discricção em política monetária, o debate tem dispensado interesse profissional por

longa data, evidenciando uma polarização entre os advogados de regras monetária, de um lado, e os de uma política monetária discricionária.

A controvérsia teve importantes incorporações a partir dos anos 1980, a saber:

- (i) a incorporação da hipótese de expectativas racionais;
- (ii) a observação da consistência dinâmica da política monetária ótima;
- (iii) a consideração da seqüencialidade na formulação da política monetária;
- (iv) a perspectiva Novo Keynesiana da política monetária na nova síntese; e
- (v) os regimes de política monetária em pequenas economias abertas.

Logo, a simplicidade da *regra de Friedman* foi substituída por importantes inovações metodológicas e empíricas que alavancaram o debate como um importante campo de pesquisa nos anos 1980 e 1990. Para alguns autores, (FRIEDMAN, 1984), a incorporação da hipótese de expectativas racionais apenas teria feito com que o debate fosse reaberto, reproduzindo, em outras palavras, o mesmo debate dos anos 1930, no imediato pós-Grande Depressão, aludindo-se ao fato de que estariam colocando vinho novo em odres velhos.

A consistência da política macroeconômica, retratada no seminal trabalho de Kydland e Prescott (1977), fez com que a especificação de uma regra ótima considerasse o efeito da reação do público à especificação de uma regra ótima pela autoridade monetária. Ainda, a seqüencialidade da política, em estruturas derivadas de jogos seqüenciais deveria apresentar o viés inflacionário devido ao *trade-off* entre compromisso e executabilidade da regra (BARRO; GORDON, 1983a, 1983b).

Em face das incorporações supracitadas, a polarização, em razão dos elevados custos da estabilização e do viés inflacionário inerente às regras monetárias, centrou-se na modelagem da regra adequada. Isto é, a determinação do instrumento adequado à especificação da relação entre o compromisso e o esforço para a aplicação da regra tornou-se predominante no debate.

Segundo Clarida, Galí e Gertler (1999), a perspectiva Novo Keynesiana para a política monetária, outra importante e recente incorporação, decorreu dos fatos básicos seguintes: (a) a constatação da evidência de choques monetários sobre o

ciclo econômico, com a sua sobreposição sobre a estrutura da Teoria do Ciclo Econômico Real, que considerava somente choques reais (tecnologia e compras do governo) e (b) a utilização do instrumental de equilíbrio geral dinâmico estocástico, Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE), que passou a incorporar a fricção da rigidez de preços e salários sobre o impacto da política monetária em uma perspectiva de não-neutralidade monetária no curto prazo.

Deve-se destacar que o instrumental de equilíbrio geral dinâmico estocástico seria mais robusto para a determinação de uma regra monetária. Robustez aqui compreendida como a especificação de uma regra adequada a certo conjunto de modelos. Na nova modelagem, a incorporação do efeito-Fisher e o afastamento do produto potencial serialmente não-correlacionado restringiriam, segundo King (2000), o escopo do Banco Central para a escolha do instrumento adequado de política monetária. Logo, a utilização da taxa de juros de curto prazo seria o instrumento monetário adequado para a especificação de uma regra ou, em casos mais estritos, a sua utilização como intermediário entre o instrumento e a variável meta.

Tal consideração alcançou o extremo de se desconsiderar a curva LM numa estrutura de análise da política macroeconômica simples, apresentando, de acordo com Romer (2000), algumas vantagens, dentre as quais destacar-se-iam: (i) possibilidade de uma regra nas taxas de juros mais realista do que as metas nos agregados monetários, dada a experiência com a política monetária conduzida por Paul Volcker à frente do FED, 1979-1982, (BLANCHARD,1984); (ii) maior simplicidade pelas restrições que uma curva LM incorporaria na análise; (iii) a determinação de uma curva de demanda que especificaria uma relação direta entre a taxa de inflação e o nível de produto; e (iv) a possibilidade de abertura do modelo com regime de câmbio fixo ou flexível na análise.

No corte conjuntural, por sua vez, o colapso da âncora nominal baseada no câmbio fixo ou no mecanismo *crawling peg* apresentou inconsistência importante entre a estabilidade monetária e o ônus sobre a rolagem das dívidas interna e externa, logo o esforço do *link* entre as políticas cambial e monetária limitou a capacidade dos governos que utilizaram âncoras cambiais.

Mesmo com a adaptação do regime de câmbio aos fundamentos da economia em um regime modificado como o *crawling peg* para Obstfeld e Rogoff (1995), a reedição de âncoras nominais cambiais, seria uma reprodução do regime de Bretton Woods vedada ao fracasso.

No Brasil, a experiência com o regime da política monetária baseado em âncoras nominais trouxe profundos efeitos sobre importantes variáveis macroeconômicas, apesar de ter sido bem sucedida na estabilização de preços.

Do ponto de vista conjuntural, para se fazer frente ao ônus de um regime de *crawling peg*, com elevado ônus sobre o endividamento interno e o externo e face às perdas de reservas devido à crise mexicana em 1995, o governo brasileiro passou a restringir o crédito e a aumentar a taxa de juros, de forma a controlar a demanda interna e atrair o capital internacional. Além disso, somaram-se uma pequena desvalorização da taxa de câmbio, o aumento das bandas cambiais e alguns incentivos à exportação⁴.

Como se esperava, baseando-se no mecanismo de transmissão tradicional, a política de aumento dos juros ajudou no retorno dos recursos ao país, fato importante na manutenção da taxa de câmbio e para o sucesso do governo diante do ataque especulativo. No entanto, trouxe uma retração na atividade econômica no segundo semestre de 1995 e, junto a essa, inicia uma crise financeira com a quebra de alguns bancos privados.⁵

O governo teve que, por mais duas vezes, alterar a taxa de juros em decorrência das crises asiática no final de 1997 e russa em meados de 1998, o que acabou criando uma trajetória crescente da dívida pública brasileira e das incertezas quanto à capacidade de pagamento da mesma, aumentando a chance de um ataque especulativo contra a moeda brasileira.

O fraco desempenho fiscal não se deveu apenas aos elevados encargos financeiros, mas também à piora do saldo primário do governo. Cabe destacar a

⁴ A política de bandas cambiais sinalizava uma estratégia gradualista de correção cambial até que ocorressem as reformas econômicas e o aumento da produtividade, levando a uma correção da taxa de câmbio real sem desvalorização nominal.

⁵ A crise não aumentou devido à ajuda do Banco Central do Brasil via o Programa de Estímulo à Reestruturação e Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER). Aproveitando o momento, o Banco Central também lançou um Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (PROES). Esses programas geraram grandes debates sobre os recursos a serem gastos e o impacto futuro nas contas públicas.

redução do superávit primário, apesar do aumento significativo e contínuo da carga tributária.

O ajustamento frente às crises externas implicaram um aumento da taxa de desemprego e a retração do produto. Além disso, o não-cumprimento do pacote fiscal e a grande elevação da dívida pública fizeram com que o mercado passasse a rejeitar os títulos prefixados, ampliando a opção pelo *over*, deixando claro sua desconfiança em relação à sustentabilidade da política.

Mesmo com as diversas e custosas tentativas do governo em atender à demanda dos agentes por proteção cambial, no final de 1998 e início de 1999, a fuga de capitais cresceu de forma significativa. Isso, somado ao acordo com o FMI de limite mínimo de reservas, fazia com que a mudança cambial fosse apenas uma questão de tempo; tempo esse que chegou ao seu final em janeiro de 1999. Apesar de alguns autores acreditarem numa possível manutenção da política cambial, essa não ocorreu; e a mudança parece que apenas esperava as eleições passarem, bem como o risco cambial ser repassado para o setor público via *hedge*.

A “alteração” da moeda brasileira ao final de janeiro ocorreu juntamente com a do presidente do Banco Central, grande defensor da manutenção da então política cambial, Gustavo Franco. Seu sucessor, Francisco Lopes, impõe uma desvalorização da taxa de câmbio, mas mantém o sistema de banda cambial. No entanto, não teve muito tempo para ver os resultados, pois as incertezas e denúncias ligadas ao setor privado levaram à sua saída. Seu substituto, Armínio Fraga, inicia mudando o sistema de bandas por um de câmbio flutuante.

Com a forte desvalorização cambial, conseqüência da mudança para um câmbio flutuante, crescia o medo do retorno inflacionário. A partir de então, a autoridade monetária via necessidade de um substituto para a âncora cambial. Em conseqüência, o Banco Central do Brasil passa a adotar o sistema de metas para inflação. Regime esse que foi formalmente adotado pela Nova Zelândia em 1989/1990 e atualmente é seguido em mais de 20 países (entre desenvolvidos e emergentes).

Dentre as pré-condições para o sucesso deste regime de metas para a inflação, estaria a ausência de dominância fiscal, impondo-se, assim, um importante papel para a política fiscal, bem como para a política cambial, em função da

dependência de recursos externos e susceptibilidade da economia a eventos externos.

Em relação às finanças públicas, deve-se destacar a profunda reversão do desempenho fiscal do governo a partir de 1999, ao passar a registrar superávits primários expressivos. Fato importante para conter e reduzir a dívida pública ao longo do tempo e, conseqüentemente, o risco país, a volatilidade da taxa de câmbio e a taxa de juros de longo prazo.

Segundo Goldfajn (2002, p.9) “o superávit primário produz uma redução inicial no montante da dívida, que se torna mais acentuada com os pagamentos menores de juros e a sucessão de novos superávits.”.

Assim, a determinação de uma regra monetária com restrição fiscal tem sido fundamental para a política de uma trajetória ótima para as taxas de juros no Brasil, principalmente em função dos efeitos devidos ao mecanismo de transmissão via taxas de juros.

Devido a esta importância e ao espaço crescente que o superávit primário tem obtido na discussão sobre política econômica, o presente ensaio teve como objetivo a determinação de uma regra ótima de política monetária para a economia brasileira sob restrição fiscal. Buscou-se inovar com a endogenização do superávit primário por meio de uma função de reação fiscal e do desvio da razão superávit/PIB em torno de sua meta pré-estabelecida como um dos argumentos da função perda a ser minimizada pela autoridade monetária. Com isso, analisaram-se os efeitos de diversas preferências sobre a regra ótima, ao se alterar os pesos dados para os desvios da razão superávit/PIB em relação à sua meta.

Também se estudou a importância do superávit primário para uma futura redução de juros e a eficiência da política monetária, uma vez que, um aumento na taxa de juros real pode aumentar a probabilidade de default da dívida e levar a uma depreciação, considerada como uma restrição cambial (BLANCHARD, 2004).

Para que tais objetivos fossem alcançados, o presente ensaio foi dividido nas seguintes seções, a saber: a presente introdução apresentou o problema da conduta da política monetária sob restrição fiscal, vislumbrando os objetivos de se considerar a restrição fiscal na especificação de uma regra monetária ótima baseada no uso de técnicas de simulação; na seção 2.1 e 2.2 foram referenciados o histórico do regime

de metas de inflação no Brasil e a política monetária ótima sobre restrição fiscal, respectivamente; na seção 2.3 e 2.4 os modelos estruturais para *inflation targeting*; na seção 2.5, que trata da metodologia do trabalho, foram apresentados os problemas vinculados à política monetária ótima sob restrição fiscal; na seção 2.6 foram mostrados e discutidos os resultados; e, finalmente, na última seção as considerações conclusivas.

2.1 HISTÓRICO DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL

O Brasil surgiu formalmente como usuário do regime de metas de inflação por meio do Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999, instituindo o regime monetário de metas em um ambiente de inflação elevada, complementando a transição para o câmbio flutuante realizado seis meses antes⁶. A esperança era de que este regime superasse a crise cambial de 1999 e conduzisse o país a uma queda gradual dos preços, estabilizando posteriormente a moeda nacional.

A opção pela adoção do conceito de meta para inflação, também denominada *Inflation Targeting (IT)*, na condução de sua política monetária tem como principal objetivo assegurar a estabilidade de preços e o poder de compra da moeda nacional. Para tanto, o Banco Central do Brasil (BACEN) compromete-se a atuar de forma a garantir que a taxa de inflação esteja em linha com uma meta pré-estabelecida, anunciada publicamente. A principal vantagem desta alternativa é explicitar o objetivo da autoridade monetária, tornando transparente a meta que se persegue e dando ciência à sociedade do compromisso absoluto com a contenção da inflação.

O papel de âncora exercido pela política de metas para a inflação seria baseado na influência que esta exerce sobre as expectativas dos agentes

⁶ Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) apresentam o arcabouço macroeconômico que levou a esta mudança no regime de política monetária, e descreve a estrutura institucional e o arcabouço operacional que foi adotado. Os autores também discutem a abordagem padrão básica que consubstanciou o processo de tomada de decisão na fase inicial da adoção das metas de inflação no Brasil.

econômicos. A definição e a divulgação de forma antecipada da meta de inflação tornariam a política monetária mais transparente, possibilitando aos agentes verificar o nível de comprometimento do BACEN com a estabilidade econômica (CARVALHO *et al.*, 2006, p. 03)⁷.

No caso do Brasil, ficou estabelecido que o Conselho Monetário Nacional (CMN) fixaria, até o dia 30 de junho de 1999, as metas de inflação inicialmente para 1999, 2000 e 2001 e, a cada ano, para o terceiro ano subsequente. Metas que seriam repassadas ao Banco Central, cabendo-lhe a responsabilidade de cumpri-las⁸. Para tanto, o BACEN utiliza a taxa de juros de curtíssimo prazo como seu principal instrumento, respaldado por modelos estruturais macroeconômicos, regras ótimas, regra de Taylor etc.

Neste regime de metas para inflação não cabe o estabelecimento de outras metas para o Banco Central, como a fixação de tetos ou pisos para a taxa de câmbio, ou seja, após a adoção do regime de metas para a inflação, a política monetária é realizada somente em vistas para a meta de inflação, sem compromisso algum com o nível ou a variação da taxa de câmbio nominal, por exemplo⁹.

Uma das pré-condições do regime de metas seria o estabelecimento de uma única meta/objetivo. Para isso, o índice oficial de referência escolhido para a inflação foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)¹⁰. Outras pré-condições para seu sucesso seriam a credibilidade das metas e do índice utilizado e uma autonomia operacional do Banco Central e de um regime de câmbio flutuante. A autonomia operacional ainda é muito debatida, pois se acredita que a relação custo-benefício pode ser negativa para o país; ou que a autonomia pode gerar maior eficácia no combate à inflação e aumento do potencial de crescimento da economia.

⁷ Para mais detalhes sobre expectativas de inflação no Brasil, ver Cerisola e Gelos (2005).

⁸ O parágrafo único do artigo 4º do Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999 estabelece que em caso do não cumprimento da meta o Presidente do Banco Central do Brasil divulgará publicamente as razões do descumprimento, por meio de carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda, que deverá conter: i) descrição detalhada das causas do descumprimento; ii) providências para assegurar o retorno da inflação aos limites estabelecidos; e iii) o prazo no qual se espera que as providências produzam efeito (BRASIL. Decreto nº 3.088, 21 de junho de 1999).

⁹ Sobre ausência de outras âncoras dentro do sistema de metas para inflação, ver Svensson (1996).

¹⁰ O IPCA mede a variação do custo da cesta de consumo representativa da população com renda até 40 salários mínimos em 12 regiões metropolitanas do país

Autonomia do Banco Central quer dizer que sua diretoria tem poder legal de decidir sobre política monetária, especialmente sobre a taxa de juros de curto prazo – Selic, sem interferência de outras esferas do governo.

Uma comunicação eficaz e o compromisso com a transparência são também fundamentais para a política monetária. Para isso, a autoridade monetária tem utilizado das atas das reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM), divulgadas uma semana após a reunião, que procura explicar os condicionantes da reunião; do “Relatório de Inflação” trimestral; da Carta Aberta do Presidente do Banco Central ao Ministro de Estado da Fazenda, no caso da meta de inflação não ser cumprida, etc.

A trajetória para as metas no Brasil é definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), tendo por fundamento a convergência gradual da taxa de inflação brasileira para níveis próximos aos vigentes nos nossos principais parceiros comerciais, ou seja, em longo prazo procura-se convergir para um nível da taxa de inflação entre 2% a 3% ao ano. Para Giambiagi e Velho (2004), o objetivo de longo prazo da política monetária deve ser alcançar uma taxa de variação do IPCA, até o final da década, da ordem de 3% ao ano.

Quando se analisa o período posterior à adoção do regime de metas para inflação, observa-se que a taxa em 1999 não disparou diante da forte desvalorização cambial imposta na economia. Portanto, a opção pelo regime de metas parece ter contribuído ao gerar um ambiente de confiança nos agentes econômicos em relação ao comprometimento do governo com a estabilidade de preços, pois nos dois primeiros anos do programa, a meta foi cumprida, com a inflação medida pelo IPCA situando-se em 8,9% e 6,0% em 1999 e 2000, respectivamente.

O baixo crescimento econômico em 1999 refletido na variação real do PIB de 0,79% contribuiu para que a meta ficasse dentro do intervalo de tolerância estabelecido pelo Conselho Monetário Nacional ($6,00\% \leq \pi \leq 10,0\%$). Mas não foi o objetivo de atingir certa meta em 1999 que gerou este custo em termos de produto, pois vários fatores já sinalizavam queda do PIB em 1999, como as incertezas quanto à mudança cambial, a elevação da taxa de juros em 1998 devido à crise russa e, posteriormente, à desvalorização cambial em janeiro de 1999. O ajuste fiscal também contribuiria para a baixa. Com isso, o tripé macroeconômico - metas de

inflação, câmbio flutuante e superávit primário – inicia nova etapa a caminho da estabilização de preços e do crescimento sustentado.

Com a desvalorização do câmbio, redução da taxa de juros e do risco cambial e uma melhora fiscal, a economia gerava incentivos ao investimento e ao aumento da renda e do emprego. Fato refletido no crescimento econômico de 4,4% em 2000, a maior taxa do governo FHC.

As expectativas otimistas criadas a partir daí não demoraram muito para se alterar, pois no ano seguinte a economia volta a registrar crescimento fraco de 1,3%, devido a choques externos e internos que atingiram a economia. Choques importantes no desvio da inflação de sua trajetória em relação à meta de 2001.

Conforme Carta Aberta (FRAGA NETO, 2002), a inflação que ao final de 2001 foi observada em 7,7% deve-se à desaceleração da economia mundial, ao contágio proveniente da crise argentina e aos ataques terroristas nos Estados Unidos, por produzirem forte pressão de depreciação do real, que acabaram pressionando os preços internos. No âmbito doméstico, destaca-se o crescimento dos preços administrados por contrato, principalmente das tarifas de energia elétrica¹¹.

Fundamentado no seu modelo estrutural básico, o Banco Central estimou um efeito de 2,9 pontos percentuais da depreciação cambial sobre a inflação em 2001. Para os preços administrados por contrato foi estimada uma contribuição de 1,7%, deduzido o efeito do repasse cambial e da inércia da inflação em 2000, que participou com 0,7%. Dessa forma, restaram 2,4% de inflação livre também excluído dos últimos efeitos¹².

Para evitar o repasse dos choques, o COPOM aumentou no mês de março a taxa de juros Selic em 50 pontos base, o que não foi suficiente, pois quatro novas altas foram impostas nos meses subseqüentes. Com isso, a taxa Selic passou de 15,75% em março para 19,00% em julho e se manteve neste patamar até o final do ano.

Para não aumentar mais a taxa Selic e ainda controlar a instabilidade cambial, principalmente após os atentados de 11 de setembro, o Banco Central

¹¹ Entende-se por preços administrados por contrato aqueles cuja sensibilidade a fatores de oferta e demanda é menor, mas não necessariamente os que são diretamente regulados pelo governo.

¹² A metodologia de cálculo e o procedimento utilizado para obter esta decomposição da inflação medida pelo IPCA podem ser vista em Freitas, Minella e Riella (2002).

utilizou-se de uma elevação do percentual do recolhimento compulsório sobre depósitos a prazo, acrescentada de um período de intervenção no mercado cambial.

Tabela 2.1.1 - Decomposição da inflação medida pelo IPCA em % - 2001 a 2005

Componente	2001	2002	2003	2004	2005
IPCA (variação %)	7,7	12,5	9,3	7,6	5,7
Inércia	0,7	0,9	5,9	0,3	0,8
Expectativa	-	1,7	1,7	0,4	0,3
Repassé cambial	2,9	5,8	-1,1	-0,3	-2,1
Inflação livre *	2,4	2,3	1,1	4,4	3,4
Inflação administrada**	1,7	1,9	1,7	2,9	3,3

Fonte: RELATÓRIO DE INFLAÇÃO, março de 2006.

* excluindo repasse cambial, inércia e expectativas;

** excluindo repasse cambial e inércia.

Diante destas ações para evitar aumentos maiores na inflação, o custo em termos de redução do nível de atividade econômica acabou ocorrendo.

No início de 2002, as perspectivas do Banco Central para inflação eram otimistas em relação à meta daquele ano, já que se acreditava na baixa probabilidade de que novos choques ocorressem (FRAGA NETO, 2002, parágrafo 20). Com isso, a projeção para inflação em 2002 foi de 3,7%, próxima do centro da meta fixada em 3,5%¹³. No entanto, ficou distante do valor observado, já que a taxa de inflação medida pela variação do IPCA registrou alta de 12,5% em 2002, ultrapassando, portanto, o limite superior do intervalo de tolerância, $1,50\% \leq \pi \leq 5,50\%$.

Segundo Carta Aberta (MEIRELLES, 2003), este resultado negativo que influenciou a trajetória da inflação em direção à meta de 2002 pode ser atribuído novamente à forte depreciação cambial, à evolução dos preços administrados por contrato e monitorados e à deterioração das expectativas para a inflação, que antes não havia sido estimada. Isso decorrente de severa crise de confiança na evolução

¹³ Conforme os Relatórios de Inflação, as projeções para inflação não são pontuais, sendo, portanto, melhor representadas pelos intervalos de confiança.

da economia brasileira e de forte aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais¹⁴.

Com as pressões inflacionárias proporcionadas pelo ambiente negativo gerado pela crise de confiança, aliada à crescente aversão global ao risco, o Copom interrompe o processo de queda da taxa Selic meta, que havia iniciado o ano em 19% a.a., chegou a 18% a.a. em julho e ficou até o Copom começar a elevá-la a partir de outubro, em uma reunião extraordinária, terminando 2002 em 25% a.a.¹⁵. Isso ajudou ainda mais na redução dos investimentos (18,3% do PIB) e, conseqüentemente, para um crescimento econômico de 1,9%. Outros fatores também contribuiriam, como a queda do consumo agregado. Diante dos fatos negativos, o bom resultado das contas externas não foi suficiente para segurar um crescimento maior para 2002. Este crescimento econômico levou ao aumento do desemprego. E soma-se a isso uma pressão inflacionária, risco país alto e aumento da dívida pública, devido às pressões cambiais e altos juros. É neste ambiente que o candidato de FHC, José Serra, de mesmo partido (PSDB), parte para a disputa eleitoral e é derrotado.

Com a vitória nas eleições de 2002 obtida pelo candidato do Partido dos Trabalhadores (PT), Luiz Inácio Lula da Silva (Lula), foram indicados os nomes de Antônio Palocci Filho para o Ministério de Estado da Fazenda e Henrique de Campos Meirelles para a Presidência do Banco Central do Brasil. Estes assumiram a manutenção da política macroeconômica do governo FHC de estabilidade, incluindo-se o regime de metas para inflação; que na verdade apenas consolidou a promessa de Lula da Silva antes da sua vitória oficial, isto é, o compromisso com o combate à inflação e a preservação do superávit primário. Com isto, o novo governo reafirmou a prioridade para a inflação baixa e estável. Fato importante, pois mostra

¹⁴ As incertezas quanto à evolução da economia brasileira, o baixo crescimento mundial, o surgimento de problemas contábeis em grandes empresas americanas, as crises observadas em mercados emergentes e a perspectiva de mais uma guerra no Golfo provocaram forte depreciação da moeda brasileira.

¹⁵ Conforme Carta Aberta (MEIRELLES, 2003, parágrafo 23), caso a meta para a taxa Selic não tivesse sido alterada, a taxa de juros real *ex-ante* teria caído, o que facilitaria a propagação dos choques de oferta e permitiria que aparecessem seus efeitos secundários na inflação. Também destaca que as altas tiveram o objetivo de inibir os reajustes de preços, contribuir para a coordenação das expectativas e impedir que a deterioração das expectativas de inflação se autorealizasse, inibindo o aumento generalizado dos preços.

que, a partir de então, se preocupa e busca a estabilidade dos preços como condição necessária para alcançar taxas de crescimento maiores.

A nova trajetória de convergência foi definida com base nas metas ajustadas para os próximos anos, consistindo na soma dos seguintes componentes: a) a meta para a inflação preestabelecida pelo CMN; b) os impactos inerciais da inflação do ano anterior; e c) o efeito primário dos choques de preços administrados por contrato e monitorados.¹⁶ Com isso, a meta fixada em 2001, para a inflação de 2003, que era de 3,25% a.a., passou para 4%, em 2002, e foi ajustada no início de 2003 para 8,5% ao ano. O que a faz ultrapassar o limite superior de tolerância da meta pré-estabelecida pelo CMN. Para 2004, a meta ajustada foi de 5,5%.

Conforme o Banco Central sempre destaca, outras trajetórias com quedas de inflação mais acentuadas poderiam ter sido aplicadas para alcançar a meta anteriormente fixada, no entanto, implicariam perdas expressivas do crescimento do produto, isto é, o custo poderia ser maior caso não fosse utilizada a prática comum entre os Bancos Centrais, quando confrontados com choques de oferta de grande magnitude, que é a de diluir a convergência da inflação corrente às metas em um período mais longo.

Simulações do BACEN baseadas em um conjunto de hipóteses indicavam que uma trajetória de inflação que alcançasse em 2003 o limite superior do intervalo de tolerância da meta, 6,5%, resultaria em queda do PIB de 1,6%. Mais ainda, uma trajetória que atingisse o centro da meta de 2003, 4%, implicaria contração do PIB ainda maior, de 7,3%. Já a meta ajustada de 8,5% permitiria à economia brasileira alcançar crescimento do PIB em 2003 de 2,8%. (MEIRELLES, 2003, parágrafo 33).

O comprometimento da política monetária petista, no início de 2003, com o regime de metas e da política fiscal com a obtenção de superávits primários compatíveis com a sustentabilidade da dívida pública, apesar de aliviar o quadro da crise de confiança, não conseguiu reverter por completo os efeitos negativos já instalados na economia, principalmente no primeiro semestre.

Apesar de a economia apresentar resultados positivos no segundo semestre, em 2003, a taxa de inflação medida pela variação do Índice de Preços ao

¹⁶ Maiores detalhes sobre a metodologia do cálculo da meta ajustada ver “Relatório de Inflação”, de junho de 2002 e/ou Freitas, Minella e Riella (2002).

Consumidor Amplo (IPCA) ficou acima da meta ajustada e distante da pré-estabelecida pelo CMN ao registrar variação de 9,3%¹⁷. Além disso, a economia acabou apresentando crescimento praticamente nulo, 0,5%. Resultado que contrariou as simulações do Banco Central, pois apesar da inflação ficar acima do previsto, mas dentro de certa margem de erro aceitável, o crescimento nem assim ficou próximo dos 2,8% projetado.

A retração da atividade econômica deve-se ao quadro de incertezas, ao refluxo do capital externo e à elevação da taxa de juros a partir da segunda metade de 2002 (MEIRELLES, 2004). Isto na visão do Banco Central já que sua política monetária restritiva e conservadora permite outra interpretação.

Goldfajn (2005) defende a política imposta na economia. Segundo este autor:

[...] há os que acreditam que os juros são altos por um maquiavelismo orquestrado pelo BC para agradar banqueiros e outros rentistas. Outros acreditam que os juros são simplesmente o resultado de equívocos sucessivos que já duram mais de uma década e atravessam várias administrações do BC. Esse tipo de crítica parece propor como solução uma redução voluntarista dos juros, cujo resultado final seria a volta da inflação e o conseqüente aumento da pobreza, ou seja, um retrocesso significativo.

A retomada da confiança na economia, refletida no crescimento do PIB registrado nos dois últimos trimestres de 2003, aliviou um pouco a pressão sobre a política monetária e fez com que o Banco Central logo no início de 2004 projetasse uma taxa de crescimento da economia de 3,5% para este ano. Essa previsão positiva era influenciada em parte pela flexibilização da política monetária com quedas da taxa Selic já iniciadas na reunião do mês de junho de 2003, chegando ao final deste ano em 16,5% ao ano.

No final de junho, o CMN estipulou que a meta para a inflação seria de 5,5% para 2004 e de 4,5% para 2005, ambas com um intervalo de tolerância de mais ou menos 2,5 pontos percentuais. A decisão do CMN confirmou como meta central para 2004 aquela ajustada com a qual o Banco Central vinha trabalhando para esse ano.

As providências tomadas pelo BACEN para fazer com que a inflação reduzisse e que sua projeção retornasse à trajetória das metas parece que

¹⁷ O Banco Central, tendo em vista a magnitude dos choques que atingiram a economia brasileira, optou por perseguir uma trajetória de inflação que levasse a uma redução da inflação em 2003 e fizesse esta convergir para o intervalo de tolerância da meta de dois anos à frente.

funcionaram, pelo menos neste sentido, já que a inflação em 2004 e 2005 registrou alta de 7,6% e 5,7%, respectivamente; ambas dentro do intervalo de tolerância fixado em junho de 2003. Já o PIB cresceu 4,9%, em 2004, e 2,3%, em 2005, sendo o último mais significativo, já que vinha de uma base de comparação maior.

O crescimento da economia de 4,9%, em 2004, foi beneficiado pela retomada da confiança na economia, do crescimento das exportações e da flexibilização da política monetária, sem contar a base mais fraca do ano anterior.

Em 2005, o Produto Interno Bruto (PIB) da economia brasileira teve resultado anual de 2,3% em relação a 2004. Crescimento “puxado” por componentes relacionados ao comércio exterior. Enquanto o principal componente, o investimento, que define a dinâmica efetiva da economia, cresceu cerca de 1,7%.

Para 2006 e 2007, conforme a Resolução nº 3.210, de junho de 2004, e a Resolução nº 3.291, de junho de 2005, as metas fixadas são de 4,5%, só que agora com uma banda bilateral equivalente à inicial, 2%. Em 2006, esperava-se que a taxa de inflação ficasse próxima da meta pré-estabelecida (4,5%). A surpresa veio quando esta caminhava para ficar abaixo da meta.

Estas decisões devem se basear no fato de que, a princípio, o regime macroeconômico de metas para inflação, câmbio flutuante e responsabilidade fiscal tem demonstrado ser capaz de absorver fortes choques sobre a economia ao se obterem baixos níveis de inflação, no entanto, a retomado do crescimento ainda é esperado. Portanto, uma futura meta um pouco mais ambiciosa frente a condições reais de alcançá-la pode comprometer o crescimento sustentado. O que pode alterar o fato positivo, que é o controle atual das expectativas de inflação.

Um dos principais obstáculos ao crescimento econômico é a taxa real de juros elevada que tem encontrado explicações em diversos fatores: ajuste fiscal insuficiente; risco de solvência e dominância fiscal; sucessão de choques negativos que dificultam a convergência para taxa de juros reais de equilíbrio; imperfeição no canal de crédito que exige política monetária mais apertada; incerteza jurídica, etc.

Mais recentemente, tem-se argumentado que as condições da economia permitem a redução um pouco mais acelerada da taxa de juros. A princípio, tudo indicaria que esse é o caso. Está ocorrendo uma desaceleração gradual da taxa de crescimento da economia num ambiente em que as perspectivas de inflação estão

ancoradas na meta de inflação e a taxa de câmbio aprecia-se consideravelmente, parcialmente como consequência dos juros no país. Nesse cenário, a redução mais acelerada da taxa de juros poderia melhorar a trajetória futura do nível de atividade sem comprometer as conquistas obtidas no combate à inflação. Mas quais seriam as razões que justificam a manutenção da atual postura da política monetária, apesar do crescimento mais fraco da economia? Goldfajn (2005) cita três: i) a falta de informação nova e relevante que alterasse o diagnóstico; ii) há tanto ruído político que a redução mais acelerada da taxa de juros poderia ser interpretada como capitulação às pressões políticas, levar à perda de credibilidade e ser contraproducente; e iii) a mudança no ritmo de queda dos juros já esperado pelos mercados poderia comprometer os ganhos obtidos no combate à inflação.

A partir disto, é importante analisar a competência do regime de metas para a inflação frente a outras variáveis econômicas.

Quando se analisa o desempenho do regime de metas, observa-se que, após a sua implementação, o grau de inércia inflacionária registrou queda em meados de 2000, mas devido à aceleração inflacionária ocorrida no final de 2002 e às incertezas relativas à condução futura da política monetária, o grau de inércia aumentou substancialmente, atingindo os maiores níveis observados desde a introdução do regime de metas. No entanto, o grau de inércia inflacionária demonstrou redução significativa relativamente aos níveis observados antes do repique inflacionário observado no último trimestre de 2002, ver Tabela 1.2.1.

Esses repiques, como os observados em 1999, 2002/2003 e, em menor escala, 2004, são preocupantes diante da existência mecanismos de indexação (formais ou informais) que ainda persistem na economia brasileira.

Diante disso e das posições tomadas pela autoridade monetária surgem questões sobre a definição das metas para a inflação, onde a “pauta” se diversifica: usar uma meta para inflação mais alta; a adoção do indicador de core (núcleo) para estabelecimento da meta para a inflação; substituir a taxa de variação janeiro/dezembro do IPCA pela taxa de variação do IPCA médio em 12 meses; definir uma meta para o endividamento público, etc.

Dentro da discussão, um ponto merece destaque: o papel da política fiscal para o sucesso do regime de metas para a inflação, até porque uma das suas pré-condições é a ausência de dominância fiscal.

Em relação às finanças públicas, deve-se destacar a profunda reversão do desempenho fiscal do governo a partir de 1999, ao passar a registrar superávits primários expressivos. Fato importante para conter e reduzir a dívida pública ao longo do tempo e, conseqüentemente, o risco país, a volatilidade da taxa de câmbio e a taxa de juros a longo prazo.

Apesar desse desempenho fiscal, a dívida pública, após uma estabilização nos anos 1999 e 2000, voltou a crescer a partir de 2001. Os impactos negativos disto para o regime de metas são indiscutíveis.

No caso brasileiro, a Lei de Responsabilidade Fiscal e os acordos fiscais com estados e municípios (que demonstra certo desenvolvimento institucional), o superávit primário, a redução da parcela cambial da dívida pública e o acúmulo de reservas cambiais ajudaram a reduzir a vulnerabilidade externa e a fortalecer a credibilidade do regime. No entanto, o maior desafio ainda permanece, o de reduzir de forma sustentada a taxa de juros reais que vigora no país.

2.2 POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA SOB RESTRIÇÃO FISCAL

Um dos principais requerimentos para a adoção do regime de metas de inflação é a necessidade de o país não ter fragilidade fiscal. Contudo, países emergentes, como o Brasil, não podem fugir deste problema. A pura e simples determinação da taxa de juros ótima necessária para conter surtos inflacionários não pode ser efetuada sem considerar o papel da dívida pública e sua capacidade de reverter expectativas e elevar o prêmio de risco, fatores relevantes no mecanismo de transmissão monetária. Isso reforça a importância de uma meta de superávit primário, pois essa pode ajudar a reduzir a fragilidade fiscal, permitindo menor taxa de juros futura; ou que a política monetária possa utilizar seu principal instrumento

atual sem que o lado fiscal atrapalhe os tradicionais mecanismos de transmissão. A lógica dessa integração está no impacto que a política monetária pode ter sobre a relação dívida/PIB e a política fiscal sobre a inflação.

Maior integração das políticas fiscal e monetária, em que Banco Central responde pela condução da política monetária e a Secretaria do Tesouro Nacional pelo superávit primário, pode gerar um ambiente favorável para o sucesso do presente regime de metas de inflação.

O arcabouço institucional implementado nos últimos anos reforçou o objetivo de preservar a solvência do setor público. O superávit primário do setor público não-financeiro alcançou R\$93,5 bilhões em 2005, equivalendo a 4,84% do PIB. Na verdade, o país tem produzido superávits primários significativos desde 1999. Portanto, o resultado de 2005 apenas evidencia a continuidade do esforço fiscal para garantir a sustentabilidade da dívida pública diante de aumentos no volume de juros, como o total de 2005, R\$157,1 bilhões (8,1% do PIB), determinados, sobretudo, pelo aumento da taxa Selic acumulada, de 16,3%, em 2004, para 19,1%, em 2005. Com isso, o déficit nominal do setor público não financeiro deste último ano atingiu 3,3% do PIB. Em relação às fontes de financiamento do setor público não financeiro, a expansão da dívida mobiliária no mercado interno correspondeu a 8,1% do PIB, e a relativa a emissões monetária, a 0,7% do PIB. Positivamente, registrou-se redução da dívida externa e aumento do crédito bancário de 3,8 e 1,8% do PIB, respectivamente (BOLETIM DO BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2005). Estes resultados fiscais são ajudados pelo atual contexto institucional e pela Lei de Responsabilidade Fiscal.

Um governo é considerado solvente se o valor presente descontado (VPD) de seus gastos primários correntes e futuros não for maior que o VPD da trajetória de duas receitas correntes e futuras, líquidas de qualquer endividamento inicial. A posição da dívida de um governo é considerada sustentável se satisfazer o valor presente da restrição orçamentária (isto é, é solvente) sem uma correção maior no futuro, a qual poderia não ser factível ou indesejável, por razões econômicas ou políticas.

A condição de solvência pode ser formalizada da seguinte forma:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{G_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j})} \leq \sum_{i=0}^{\infty} \frac{R_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j})} - (1+r_t) * D_{t-1} \quad (2.2.1)$$

em que G_{t+i} , R_{t+i} , D_t e r_{t+j} são as despesas, as receitas, a dívida e a taxa de juros real, respectivamente.

Se $S_{t+i} = R_{t+i} - G_{t+i}$ é o superávit primário, então:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{S_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j})} \geq (1+r_t) * D_{t-1} \quad (2.2.2)$$

Se a taxa de juros real (r_{t+j}) e a taxa real de crescimento do PIB (g_{t+j}) forem mantidas constantes e a taxa de juros for maior que a do crescimento do PIB ($r_{t+j} = r_t$; $g_{t+j} = g_t$ e $r_t \geq g_t$), então a equação (2.2.2) como percentual do PIB pode ser simplificada da seguinte forma:

$$(1+r_t) * \frac{D_{t-1}}{Y_t} \leq \sum_{i=0}^{\infty} \frac{S_{t+i}}{Y_t * (1+r_t)^i} = s_t * \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(1+g_t)^i}{(1+r_t)^i} = s_t * \frac{(1+r_t)}{(r_t - g_t)}. \quad (2.2.3)$$

Para dada trajetória (constante) dos superávits primários como percentuais do PIB (s_t), têm-se:

$$s_t = s_{t+i} = \frac{S_{t+i}}{Y_t * (1+g_t)^i}. \quad (2.2.4)$$

Portanto, da equação (2.2.3), o superávit primário requerido para solvência seria dado por:

$$s_t \geq \frac{(r_t - g_t)}{(1+g_t)} * d_{t-1}. \quad (2.2.5)$$

É importante observar que a condição de solvência derivada dos valores constantes para crescimento, taxas de juros e superávit primário é também uma condição para sustentabilidade: já que, por definição, não requer mudança maior nas variáveis futuras para satisfazer à restrição orçamentária intertemporal do setor público.

Em exercícios alternativos para fins de analisar a sustentabilidade da dívida pública no Brasil, Goldfajn (2002) mostra que com uma política de geração de

superávits primários de 3,5% do PIB desde 1995, inferior às metas mais recentes, e com alguns fatores permanecendo constantes, a relação dívida/PIB teria registrado trajetórias declinantes, levando a um percentual do PIB inferior. Nesse contexto, poder-se-ia esperar taxas de juros menores. No entanto, o autor também mostra que superávits primários de 0% e 2% não seriam capazes de estabilizar a dívida pública em suas simulações. Em cenários negativos (por exemplo, crescimento baixo e desvalorização real) a dinâmica da dívida se tornaria instável somente se o superávit primário fosse reduzido, no caso para 2% do PIB. O autor conclui que a probabilidade de ocorrer cenários bastante negativos é pequena, mas que correções razoáveis nos esforços fiscais futuros também são possíveis.

Neste sentido, os superávits primários poderiam ter um papel de apoio para a política monetária. Caso analisado posteriormente.

2.3 MODELOS ESTRUTURAIS PARA *INFLATION TARGETING* NO BRASIL

O Brasil, em meados de 1999, passou a utilizar uma estrutura de metas de inflação para sua política monetária, menos de seis meses depois de haver adotado um sistema de taxas de câmbio flutuantes.

“Inflation targeting requires that monetary authorities adopt a forward-looking attitude and take preemptive action, given the lags between policy decisions and their effect on output and prices.” (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000, p. 05).

Neste sentido, o trabalho do Banco Central, desde a adoção do sistema de metas para a inflação, tem sido norteado por alguns princípios básicos implementados no âmbito do Comitê de Política Monetária (Copom). Em primeiro lugar, o Copom atua a partir de uma avaliação da tendência futura da inflação. Essas projeções são obtidas utilizando-se as melhores informações disponíveis, tanto quantitativas, processadas através de modelos estruturais, simulações e outras medidas estatísticas, quanto qualitativas e desagregadas, que exigem uma avaliação mais subjetiva.

O sistema de metas para a inflação exige que se modele o funcionamento da economia, para se poder prever o impacto de diferentes políticas sobre a inflação. Qualquer modelo é, por definição, uma simplificação da realidade, pois um modelo muito complexo que visa apresentar todas as características de uma economia real é difícil de estimar, seja pela falta de informações necessárias ou pelo seu tamanho. Portanto, a literatura tem sugerido que o ideal é aquele modelo que traz somente os principais detalhes excluindo, assim, as características que podem ser irrelevantes.

Segundo Muinhos, Alves e Riella (2002), o modelo estrutural de pequena escala, utilizado pelo Bacen como uma das ferramentas de apoio ao processo de decisão da política monetária, pode ser resumido em quatro equações básicas, conforme descrito em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000): uma equação do tipo IS expressando o hiato do produto, uma curva de Phillips expressando a taxa de inflação, uma condição de paridade descoberta de juros (UIP – Uncovered Interest Parity) modelando a desvalorização esperada da taxa de câmbio nominal e uma regra de taxas de juros como a regra de Taylor comum, que é utilizada nas simulações.

Apesar de algumas dificuldades, os pesquisadores do Banco Central montam e estimam diversos modelos, que servem de base para as decisões do Copom.

Estudos realizados pelo Bacen, que tomam por base séries trimestrais pós-Plano Real em modelos de pequena e de média escalas, sugerem que a elevação da taxa Selic produz redução no IPCA no futuro, cuja magnitude depende de outras políticas do governo, expectativas de empresários e trabalhadores, e do cenário externo.

Há um consenso de que o impacto sobre a inflação se dá através de vários canais de transmissão, ou seja, por meio da variação do nível de atividade relativamente ao potencial, da taxa de câmbio e expectativas. Os modelos apresentam um efeito declinante sobre a taxa de câmbio e nível de atividade quando da elevação da taxa de juros, com impacto positivo sobre a inflação. No entanto, há caso em que o mecanismo de transmissão tradicional pode não funcionar, como destaca Blanchard (2004).

O instrumento mais relevante de política monetária é a taxa de juros nominal, pois a partir deste o Banco Central pode tentar estabelecer a taxa de juros real da

economia, dadas as expectativas de inflação dos agentes, que são acompanhadas diariamente.

Entender, portanto, o mecanismo de transmissão da taxa de juros para as demais variáveis econômicas é fundamental para capturar os efeitos da política monetária. E este mecanismo pode ser influenciado de forma *ad hoc* pela estrutura macroeconômica imposta no modelo quantitativo.

Na maior parte das vezes, o mecanismo de transmissão da taxa de juros para a inflação ocorre via demanda agregada e taxa de câmbio, já que se impõe, em geral, uma curva IS e uma equação para a taxa de câmbio.

De acordo com os livros-texto de economia, elevações na taxa de juros tendem a inibir a demanda agregada e aumentar o fluxo de capitais, com conseqüente apreciação cambial. Como diversos países possuem características isoladas, esse comportamento corre o risco de não seguir a visão convencional, levando o mecanismo de transmissão e os efeitos da política monetária a um caminho diferenciado.

No caso da economia brasileira, uma alta na taxa de juros tende a elevar a razão dívida/PIB. Como o endividamento é significativo, este crescimento pode aumentar a percepção de risco dos agentes e, conseqüentemente, a probabilidade de *default* (BLANCHARD, 2004).

Devido à estrutura de vários modelos para países emergentes considerarem uma relação positiva entre prêmio de risco e taxa de câmbio (R\$/US\$), esta última tende a ser depreciada quando ocorre um aumento do prêmio de risco. Contrariando, portanto, a apreciação cambial esperada pela visão convencional. A depreciação cambial pode piorar ainda mais a situação fiscal de uma economia se esta também se encontra bastante exposta à taxa de câmbio, ou seja, se uma parte significativa da dívida está indexada a esta variável.

Diante de um problema de desequilíbrio fiscal, a economia pode encontrar-se em uma situação de dominância fiscal, em que a política monetária torna-se ineficaz no controle da inflação. Além de poder gerar perversos efeitos, pois um aumento na taxa de juros real em resposta a um aumento da inflação leva à depreciação real da moeda. Esta, por sua vez, gera um aumento na inflação. Neste caso, uma política fiscal, e não uma política monetária, seria o instrumento correto para reduzir a inflação.

Como se sabe, o Bacen calibra sua política monetária com base na avaliação da tendência futura da inflação. Para tanto, utiliza como um dos seus meios de informação modelos estruturais. Estes modelos ajudam o Copom a avaliar as causas do aumento das projeções para definir a trajetória de convergência da inflação para a meta pré-estabelecida, levando em conta o custo do ajuste, em termos de produto e renda. Ou seja, o Bacen não segue uma política de atingir a meta para a inflação a qualquer custo, ele leva em consideração a natureza e persistência dos choques e os custos associados sobre o nível de atividade (MEIRELLES, 2003).

Esta flexibilidade em relação às metas para inflação está de acordo com o arcabouço padrão dos modelos de política monetária ótima, uma vez que as autoridades monetárias procuram adotar um regime flexível. Flexível, no sentido de atribuir peso a outros argumentos presentes na função perda linear quadrática.

O Bacen, por exemplo, gosta de enfatizar sua preocupação com outro argumento da função perda que não os desvios em relação à meta de inflação (MEIRELLES, 2004, parágrafo 17):

[...] é importante destacar que outras trajetórias com quedas de inflação mais acentuadas implicariam perdas expressivas para o crescimento do produto. Claramente, portanto, o Banco Central considerou o comportamento da atividade econômica na definição da sua estratégia.

Em outras palavras, ele quer dizer que segue um regime de metas para inflação flexível, isto é, existem outros objetivos de política monetária, além da estabilização da inflação em torno da meta. No caso acima, os custos em termos de produto.

De fato isto é facilmente observado já que o Banco Central, às vezes, adota alterações sucessivas da taxa de juros em uma mesma direção e mantém a taxa de juros em um patamar elevado após alterações sistemáticas. Isto indica uma política de suavização da taxa de juros ou uma política gradualista em relação à inflação. Mas, isto não é um comportamento próprio do Bacen, pois outros bancos centrais também têm utilizado tal política.

Governar envolve administrar desejos, conflitos e muitas vezes inconsistências. Portanto, escolher os argumentos da função perda a ser minimizada e atribuir pesos a eles é tarefa complexa, pois as preferências da autoridade

monetária podem ter várias combinações possíveis e diversas influencias subjetivas. Por isso, as simulações e estimações de diversos modelos são relevantes.

A função perda, amplamente utilizada em estudos sobre política monetária ótima, pode ser derivada a partir de um processo de maximização da utilidade esperada do agente representativo¹⁸. Esta pode ser uma média ponderada da volatilidade da inflação e do produto:

$$L = \frac{1}{2} \left[\lambda (\pi - \bar{\pi})^2 + (1 - \lambda) (y - \bar{y})^2 \right]. \quad (2.3.1)$$

A autoridade monetária ao procurar minimizar essa função sujeita à estrutura da economia especificada, gera uma regra ótima de política dada por uma função de reação.

Alguns autores incluem outros argumentos na função perda, tais como: taxa de juros para representar a suavização discutida acima (WOODFORD, 2003); meta para a conta corrente do balanço de pagamentos (MEDINA; VALDÉS, 2000); meta para a razão dívida/PIB (MORAIS; ANDRADE; SILVA, 2004). Percebe-se que os pesos a cada um destes argumentos/desvios são influenciados diretamente pelas preferências da autoridade monetária ou pelos pesquisadores ao calibrar seu modelo para as simulações.

A equação (2.3.1) também representa o regime de política adotado. Neste caso, seria uma política discricionária, o que poderia levar ao viés inflacionário, problema bem apresentado e discutido por Kydland e Prescott (1977). Um meio amplamente usado para eliminar possíveis desvios intertemporais é aplicar a soma descontada, ou seja:

$$L_t = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left\{ \frac{1}{2} \left[\lambda E_t (\pi_{t+i} - \bar{\pi}_{t+i})^2 + (1 - \lambda) E_t (y_{t+i} - \bar{y}_{t+i})^2 \right] \right\}, \quad (2.3.2)$$

onde E implica no operador de expectativas, $0 < \beta < 1$ representa um fator de desconto intertemporal e $\lambda \geq 0$ mostra as preferências da autoridade monetária ao indicar o peso de cada argumento na função perda.

Com isso, o regime que era discricionário passa a ser um regime de regra ou de comprometimento com a política monetária.

Esta função perda representada pela equação (2.3.2) é minimizada, a cada período, sujeita às restrições da estrutura da economia definidas em um sistema de

¹⁸ Ver Woodford (2003, cap. 06).

equações: Oferta Agregada (Curva de Phillips); Demanda Agregada (Curva IS); Paridade descoberta da taxa de juros; etc. Permitindo, conseqüentemente, que a autoridade monetária conheça a taxa real de juros que minimize a função perda. Sendo assim, uma base para uma alternativa de política monetária ao gerar uma regra ótima.

Este é um problema padrão na literatura de *inflation targeting*, que nada mais é do que um problema linear de otimização estocástica intertemporal. Sua solução pode ser obtida via técnicas de programação dinâmica, com o auxílio da Equação de Bellman e do teorema do envelope. Para tanto, é conveniente representar antes o sistema sob a forma de espaço de estado, conforme será apresentado mais adiante.

Percebe-se no problema de minimização comentado acima que não somente os argumentos são importantes, mas também a estrutura imposta no modelo que pode se referir a uma economia fechada/aberta pequena ou não.

No início, os estudos teóricos e empíricos usando dados referentes à economia brasileira partem de diversos *papers* e livros sobre modelos de *inflation targeting* ligados a economias desenvolvidas, de forma a levantar as experiências internacionais sobre este regime.

Dentre os estudos internacionais que exercem influencia sobre modelos de *inflation targeting* aplicados para o Brasil pode-se citar: Ball (1997, 1998, 1999); Bernanke e Mishkin (1997); Bernanke *et al.* (1999); Svensson (1997, 1999, 2000); Haldane e Batini (1999); Taylor (1993, 2003); entre outros.

Entretanto, até que ponto seria correto supor que o mesmo modelo para economias desenvolvidas poderia ser aplicado em uma economia emergente cujas características são bastante distintas?

Para responder esta questão, diversas aplicações empíricas têm replicado os mesmos modelos de países desenvolvidos e outros estudos incorporando variáveis que buscam as especificidades de sua economia, o que permite observar se esta inclusão contribui realmente para uma melhor explicação da sua realidade.

2.4 MODELOS ESTRUTURAIS À ECONOMIA BRASILEIRA: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Como visto, o objetivo do Banco Central do Brasil pode ser minimizar uma função-perda, cujos argumentos são desvios de suas metas, sujeita a restrições que reflete a estrutura econômica brasileira. Usualmente é utilizado dois argumentos na função-perda: o desvio da inflação em relação à sua meta e o hiato do produto.

Conforme destaca Bogdanski, Tombini e Werlang (2000, p. 05):

[...] It is crucial to develop a basic modeling framework to allow policymakers to exercise their judgemental analysis in a structured and quantified way. Economic models are just another tool available to guide policy decisions under uncertainty about the state of the economy and the size and nature of the shocks that constantly hit it. Nonetheless, simple models can help clarify economic problems by focusing on a small number of factors thought essential for their understanding [...].

Pensando assim, os autores descrevem a família dos modelos macroeconômicos de pequena escala que foram usados para disciplinar e fomentar as discussões sobre política monetária dentro do Banco Central do Brasil¹⁹. Um modelo estrutural simples com as seguintes equações básicas pode resumir esta família de modelos²⁰:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \varepsilon_t^h \text{ ou } h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + pr_{t-1} + \varepsilon_t^{hf} \quad (2.4.1)$$

$$\pi_t = \frac{(\alpha_1^f + \alpha_1^b)}{2} \pi_{t-1} + \frac{\alpha_2^f}{2} E_t(\pi_{t+1}) + \frac{\alpha_2^b}{2} \pi_{t-2} + \frac{(\alpha_3^f + \alpha_3^b)}{2} h_{t-1} + \frac{(\alpha_4^f + \alpha_4^b)}{2} \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^n$$

¹⁹ Segundo estes autores, esses modelos contêm algumas equações e variáveis, mas apresentam conteúdo teórico considerável e provêm uma representação estilizada do mecanismo de transmissão da política monetária. Eles são facilmente entendidos e especialmente apropriados para simulação de amplo espectro de variáveis.

²⁰ As variáveis são: h log do hiato do produto; r log da taxa real de juros; ε^h e ε^{hf} choques de demanda; pr log do superávit primário/PIB; π log do índice de preços; p^F log do índice de preços ao produtor estrangeiro; e log da taxa de câmbio; ε^n choque de oferta; i log da taxa de juros doméstica; i^F log da taxa de juros estrangeira; x log do prêmio de risco; PR superávit primário/PIB; X prêmio de risco em pontos base; Z variáveis que influênciam o risco país.

(2.4.2)²¹

$$\Delta e_t = \Delta i_t^F + \Delta x_t - \Delta i_t + \eta_t \quad (2.4.3)$$

$$\Delta X_t = \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta pr_{t-3} + \sum_{j=3}^n \gamma_j \Delta Z_{j,t-t_j} \quad (2.4.4)$$

Os autores supracitados não chegam a estimar as equações propostas e a apresentar regras ótimas. No entanto, este trabalho serve de base para outros seguirem este caminho.

Andrade e Divino (2001) propuseram regras ótimas de política monetária derivadas de um modelo que consiste de uma função keynesiana IS e uma Curva de Phillips Aumentada (IS-AS) e com expectativas voltadas para trás. Segundo estes autores, a função IS revela alta sensibilidade da demanda agregada à taxa de juros e a Curva de Phillips é aceleracionista. Já a regra ótima de política monetária mostra reduzida volatilidade da taxa de juros com coeficientes de reação menores do que os sugeridos por Taylor. Funções de reação estimadas através de modelos ADL (*Autoregressive Distributed Lag*) e SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) sugerem que a política monetária não tem sido ótima e tem buscado estabilizar o produto em lugar da inflação. O modelo estrutural estimado foi representado da seguinte forma²²:

$$\pi_t = \alpha_{11} \pi_{t-1} + \alpha_{12} \pi_{t-5} + \alpha_2 y_{t-3} + \varepsilon_t \quad (2.4.5)$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 (i_{t-6} - \pi_{t-6}) + \eta_t \quad (2.4.6)$$

Já Freitas e Muinhos (2001), baseando-se no modelo de seis equações de Haldane e Batini (1999), estimaram as equações de Phillips e IS para o Brasil pós-Plano Real. Os autores tinham como objetivo estudar o mecanismo de transmissão da política monetária. De acordo com seus resultados, a taxa de juros afeta a inflação com uma defasagem de dois trimestres. Também foram feitas simulações estocásticas para descrever a fronteira de variância da inflação e do hiato do produto, utilizando regras de juros do tipo Taylor e regras ótimas. A simulação estocástica mostrou maior sensibilidade do hiato do produto aos pesos atribuídos na

²¹ A curva de Phillips é uma combinação de duas especificações: *Backward-looking* e *Forward-looking*.

²² As variáveis trabalhadas foram: y é o GAP do produto; π é a taxa de inflação (INPC); i é a taxa de juros nominal (Overselic).

função-perda. Observou-se também que as otimizações envolvendo mais de seis períodos são ineficientes. Finalmente, verificou-se que regras simples, porém sub-ótimas, podem apresentar bom desempenho, dependendo dos parâmetros escolhidos e das preferências do Banco Central.

Apesar de se basear em um modelo de seis equações, Freitas e Muinhos (2001) trabalham com três equações: uma curva IS, uma curva de Phillips e uma equação para a taxa de câmbio nominal que segue um *random walk*, apresentadas da seguinte maneira²³:

$$y_t - y_t^* = \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \beta_3 p_{t-1} + \beta_4 \Delta c_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4.7)$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 (e_t - e_{t-1}) + \eta_t \quad (2.4.8)$$

$$e_t = e_{t-1} + v_t \quad (2.4.9)$$

Neste modelo, por exemplo, o mecanismo de transmissão da taxa de juros para a inflação ocorre somente via demanda agregada e leva dois períodos para que uma mudança na taxa de juros afete a inflação.

Muinhos, Alves e Riella (2002) apresentam um modelo estrutural de pequena escala para a economia brasileira acrescido do bloco externo²⁴. Para tanto, partem das equações de Phillips, IS e da regra de juros apresentadas em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) vistas anteriormente, e acrescentam a endogenização da taxa de câmbio nominal e do prêmio de risco soberano. Este modelo estrutural inclui as equações estimadas para o câmbio, o risco, a balança comercial e outras equações de variáveis estratégicas do setor externo. Algumas das últimas não muito comuns na literatura acadêmica. O modelo estrutural pode ser resumido no seguinte sistema²⁵:

²³ As variáveis são: $(y_t - y_t^*)$ o *gap* do produto; r a taxa real de juros; Δc a primeira diferença da taxa de câmbio real; p o déficit fiscal; π a inflação; e taxa de câmbio nominal; ε e η representam choques; $DReal$ a *pulse dummy* para o Plano Real; $D983$ uma *dummy* para o terceiro trimestre de 1998. Os dados são trimestrais e as variáveis foram expressas em logaritmos.

²⁴ Segundo estes autores, Muinhos, Alves e Riella (2002) é o primeiro documento que tenta retratar o esforço do Departamento de Pesquisa do Banco Central do Brasil em construir um modelo mais compreensivo para a economia brasileira.

²⁵ As variáveis do modelo são: e log da taxa de câmbio nominal; $Selic$ o log da taxa Selic média; $FFunds$ o log da taxa *Federal Funds* média dos EUA; $SCBond$ o log do spread entre o rendimento do C-Bond e o *US Treasury*; u e v são erros; $(\pi - \pi^j)$ diferencial de inflação; Res/PIB a razão do nível de Reservas Internacionais (% PIB) acumulado em 12 meses; DLT/PIB a razão da Dívida Líquida

$$\Delta e_t = \gamma_1 \Delta e_{t-1} - \alpha_1 (Selic_t - FFunds_t) + \beta_1 \Delta SCBond_t + (1 - \gamma_1) (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) + \varepsilon_t \quad (2.4.10)$$

$$SCBond_t = a_0 + a_1 SCBond_{t-1} + a_2 \Delta Res / PIB_t + a_3 DLT / PIB_t + a_4 TCor / PIB_t + \eta_t \quad (2.4.11)$$

$$exp_t = \alpha_0 + \alpha_2 exp_{t-1} + \alpha_3 y_t^* + \alpha_4 \theta_{t-1} + \alpha_5 lpxt_t + \sum_j \alpha_j Seas_j + \alpha_6 D_{91:03} \quad (2.4.12)$$

$$imp_t = \beta_0 + \beta_1 imp_{t-1} + \beta_2 y_t - \beta_3 \theta_{t-1} + \sum_j \beta_j Seas_j + \beta_4 D_{imp} + \sum_{aa:tt} \beta_{aa:tt} D_{aa:tt} \quad (2.4.13)$$

$$juro_t = \alpha_0 + \alpha_2 juro_{t-1} + \alpha_3 juro_{t-2} + \alpha_4 y_{t-1} + \alpha_5 \theta_{t-1} + \alpha_6 emp_t + \alpha_7 trend + \sum_i \alpha_i D_i \quad (2.4.14)$$

$$lucro_t = \alpha_0 + \alpha_1 \theta_{t-1} + \alpha_2 y_{t-3} + \alpha_3 \Delta(FDI_{t-1}) + \alpha_4 dumFDI_t + \alpha_5 trend + \sum_i \alpha_i Seas_i + \alpha_6 DUMMY_{96:02} \quad (2.4.15)$$

$$FDI_t = \alpha_0 + \alpha_2 FDI_{t-1} + \alpha_3 \Delta SCBond_{t-1} + \alpha_4 y_{t-1} + \alpha_5 lucro_{t-1} \quad (2.4.16)$$

$$emp_t = \alpha_0 + \alpha_2 emp_{t-1} + \alpha_3 emp_{t-2} + \alpha_4 y_{t-1} + \sum_i \alpha_i D_i \quad (2.4.17)$$

Este modelo foi submetido a dois tipos de choques, um no prêmio de risco e outro na inflação. Segundo os autores, os resultados das simulações mostram uma sensibilidade talvez um pouco exagerada do câmbio à taxa de juros. Outro fato observado é a pouca influência dos choques na curva de Phillips e no setor externo como um todo, principalmente nas trajetórias do câmbio nominal e do risco. Conforme Muinhos, Alves e Riella (2002), o próximo desafio do modelo estrutural compreensivo é a incorporação de outros grandes blocos.

Bonomo e Brito (2001) estimaram e simularam um modelo macroeconômico aberto de expectativas racionais para a economia brasileira com o objetivo de identificar as características das regras monetárias ótimas e a dinâmica de curto prazo gerada por elas. Trabalharam com as versões *forward-looking* e *backward-looking* a fim de comparar o desempenho de três parametrizações de regras monetárias, que diferem em relação à variável de inflação: a tradicional regra de

Total do Setor Público (% PIB) acumulado em 12 meses; TCor/PIB a razão do Saldo de Transações Correntes (% PIB) acumulado em 12 meses; *exp* o *quantum* de exportações; y^* PIB mundial; θ o log da taxa de câmbio real; *lpxt* o índice de preços das exportações totais; *Seas dummy* de sazonalidade; *D dummy* de pulso; *imp* o *quantum* de importações; y o PIB doméstico; *D_{imp} dummy* de nível; *juro* o log dos juros líquidos, em dólares; *emp* é os empréstimos de longo prazo, em dólares; *trend* a tendência par o tempo; *lucro* o log dos lucros líquidos, em dólares; *FDI* o *Foreign Direct Investment*, em dólares; *dumFDI* uma *dummy* de degrau.

Taylor, que se baseia na inflação passada; uma regra que combina inflação e taxa de câmbio real; e uma regra que utiliza previsões de inflação.

Os autores supracitados adotam como modelo básico, o de Batini e Haldane (1999). O modelo é considerado adequado para eles por ser de economia aberta, *forward-looking* e capaz de reproduzir a dinâmica observada das principais variáveis macroeconômicas. O modelo simplificado é apresentado na seguinte forma:

$$h_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 E_t(h_{t+1}) + \alpha_3 [i_{t-1} - E_{t-1}\pi_t] + \alpha_4 q_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.4.18)$$

$$E_t(\Delta q_{t+1}) = i_t - E_t(\pi_{t+1}) + \varepsilon_{3t} \quad (2.4.19)$$

$$\pi_t = \chi_1 E_t(\pi_{t+1}) + (1 - \chi_1)\pi_{t-1} + \chi_2 (h_t + h_{t-1}) + \mu [(1 - \chi_1)\Delta q_t - \chi_1 E_t(\Delta q_{t+1})] + \varepsilon_{4t} \quad (2.4.20)$$

Neste modelo *forward-looking* tanto a política monetária pode afetar o produto contemporaneamente como a expectativa do produto futuro pode afetar a inflação hoje, qualquer dos dois sendo suficientes para que a política monetária possa ter efeito contemporâneo sobre a inflação (mesmo na ausência de efeitos cambiais). Como a política monetária afeta o produto com defasagens, aumento da taxa de juros hoje afetará diretamente a expectativa do produto amanhã. Portanto, o efeito contemporâneo da política monetária depende da expectativa de produto amanhã afetar direta ou indiretamente a inflação.

Para obter a versão *backward looking*, os autores restringiram o modelo supracitado, impondo $\alpha_2 = \chi_1 = 0$, chegando a um modelo semelhante ao de Ball (1999). Nesta versão há duas vias de transmissão da política monetária: i) aumento dos juros hoje reduz o nível de atividade no próximo período, resultando num efeito sobre a inflação no próximo período e dois períodos na frente; ii) aumento dos juros valoriza a taxa de câmbio hoje e reduz a inflação imediatamente. Portanto, na versão *backward-looking* a política monetária só afeta a inflação contemporaneamente através do câmbio.

Numa aplicação do modelo de Batini e Haldane (1999), o Bank of England (1999) utiliza uma regra de política monetária baseada em projeções da inflação futura:

$$r_t = \gamma r_{t-1} + (1 - \gamma)r_t^* + \theta [E_{t-1}\pi_{t+j} - \pi_t^*] + \phi h_{t-1} \quad (2.4.21)$$

Bonomo e Brito (2001) examinam também o caso particular da regra supracitada, em que j é -1 , o que resulta na tradicional regra de Taylor:

$$r_t = \gamma_{t-1} + (1 - \gamma)r_t^* + \theta[\pi_{t-1} - \pi_t^*] + \phi h_{t-1} \quad (2.4.22)$$

Outra regra analisada foi:

$$r_t = \gamma_{t-1} + (1 - \gamma)r_t^* + \theta[(\pi_{t-1} - \pi_t^*) - \mu q_{t-1}] + \phi h_{t-1} \quad (2.4.23)$$

Isto devido a Ball (1999), a qual argumenta que a inclusão da taxa de câmbio na regra monetária aumenta a sua eficiência.

Para facilitar o processo de estimação, os autores aplicaram algumas substituições nas versões *forward-looking* e *backward-looking* apresentadas anteriormente, gerando um subsistema para ambos. Para a versão *forward-looking*, o subsistema é:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 E_t(h_{t+1}) + \alpha_3 \left(\frac{1}{1 + \mu} \right) i_{t-1} - \frac{\alpha_3}{(1 + \mu)\chi_1} \left\{ \pi_{t-1} - (1 - \chi_1)\pi_{t-2} - \chi_2[h_{t+1} + h_{t+2}] \right\} + \alpha_4 q_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.4.24)$$

$$\pi_t = \chi_0 + \chi_1(1 + \mu)E_t(\pi_{t+1}) + (1 - \chi_1)\pi_{t-1} + \chi_2(h_t + h_{t-1}) + \mu[(1 - \chi_1)\Delta q_t - \chi_1 i_t] - [\mu\chi_1\varepsilon_{3t} - \varepsilon_{4t}] \quad (2.4.25)$$

Para a versão *backward-looking* o subsistema é mais simples:

$$h_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_3 [i_{t-1} - E_{t-1}\pi_t] + \alpha_4 q_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.4.26)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \chi_2(h_t + h_{t-1}) + \mu\Delta q_t + \varepsilon_{4t} \quad (2.4.27)$$

Os conjuntos de regras ótimas para as duas versões são qualitativamente distintos. Devido à incerteza quanto ao grau de *forward-lookingness*, os autores sugerem a escolha das regras pela soma das funções objetivas nas duas versões e chegam à conclusão de que as regras escolhidas com base neste critério têm perdas moderadas em relação às regras ótimas, mas previnem perdas maiores que resultariam da escolha da regra com base na versão errada.

As principais conclusões em relação às regras ótimas são que se a economia for *forward-looking*, deve-se dar maior peso à inflação do que ao produto e que a regra monetária deve ser pouco *forward-looking*. Se a economia for *backward-*

looking tanto o peso na inflação quanto o grau de *forward-lookingness* da regra dependem do peso que a autoridade monetária dá à variabilidade da inflação e do produto. Quanto maior a preocupação relativa com a variabilidade do produto mais *forward-looking* é a regra e menor o peso na inflação. Na economia *backward-looking*, aumento no grau de *forward-lookingness* da regra tem o mesmo efeito de redução do peso da inflação.

Almeida, Peres e Souza (2003) replica o modelo de Ball (1999) para a economia brasileira com o objetivo de calcular a regra ótima de política monetária em uma economia aberta, em que a taxa nominal de juros é o principal instrumento utilizado para atingir os objetivos de política monetária. A evidência para a regra de *feedback* encontrada sugere que os custos de reduzir a inflação em economias abertas são menores do que em economias fechadas. O modelo estrutural proposto é²⁶:

$$y_{t+1} = a_1 y_t - a_2 i_t + a_3 e_t + u_{t+1} \quad (2.4.28)$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \gamma y_t + \mu(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}) + \eta_{t+1} \quad (2.4.29)$$

Araújo (2003) procura captar o problema de “dominância fiscal” no Brasil sob o regime de metas para a inflação. Para tanto, restringe também o modelo de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), ou melhor, faz algumas simplificações ao excluir alguns termos das equações do modelo estrutural macroeconômico e da função perda. Além disso, inclui uma restrição fiscal definida como Fator de Esforço Fiscal. O problema trabalhado por este autor resume-se em:

$$\text{Min}_{\{i_t\}_{t=1}^{\infty}} L = \sum_{r=1}^{\infty} \delta^r \left[(\pi_{t+r} - \pi_{t+r}^*)^2 + \lambda_1 h_{t+r}^2 \right] \quad (2.4.30)$$

s.a.

$$h_{t+r} = \beta_0 + \beta_1 h_{t+r-1} + \beta_2 h_{t+r-2} + \beta_3 i_{t+r-1} + \varepsilon_{t+r}^d$$

$$\pi_{t+r} = \alpha_1 \pi_{t+r-1} + \alpha_2 \pi_{t+r-2} + \alpha_3 h_{t+r-1} + \alpha_4 [\Delta p_{t+r}^F + \Delta i_{t+r}^F + \Delta x_{t+r} - \Delta i_{t+r} + \eta_{t+r}] + \varepsilon_{t+r}^n \quad 27$$

²⁶ As variáveis no modelo são: y o GAP do produto; i a taxa real de juros; e a taxa real de câmbio; u choque de demanda; π a taxa de inflação; $\Delta \varepsilon$ a desvalorização do câmbio nominal; e η o choque de oferta.

²⁷ A curva de Phillips é uma combinação de duas especificações: *Backward-looking* e *Forward-looking*.

$$X_{t+r} = \rho_0 + \rho_1 X_{t+r-1} + \rho_2 [i_{t+r} - (h_{t+r} - h_{t+r-1} + k) + \log(S_{t+r})] + \eta_{t+r}$$

O objetivo é verificar se as trajetórias de juros nominais e a inflação do problema supracitado, exclusive a terceira equação que se refere à restrição fiscal, são compatíveis com as trajetórias das mesmas obtidas quando se leva em conta o Fator de Esforço Fiscal. Seus resultados mostram que na parte das trajetórias de inflação e juros simuladas, esta se mostrou inativa, ou seja, não é possível afirmar a partir destes resultados se houve dominância fiscal durante o período de metas para a inflação analisado. De forma geral, os resultados sugerem neutralidade da política fiscal brasileira na determinação das trajetórias ótimas de juros. Com isso, a política fiscal apresenta-se como uma política Ricardiana, e que a política monetária domina a política fiscal.

Morais, Andrade e Silva (2004) parte do modelo proposto por Ball (1999) para calcular a regra ótima de política monetária para a economia brasileira. Segundo os autores, este modelo não é ideal para a análise de uma economia emergente, como a brasileira²⁸. Pensando assim, procuram expandir o modelo incluindo endogenamente a dívida pública e o prêmio de risco, além de incluir na função perda uma meta para a relação dívida/PIB. Seu principal objetivo é analisar a política monetária ótima em um contexto de elevada dívida pública. Ao incluir esta meta na função perda da autoridade monetária, os resultados sugerem que à medida que aumenta o peso concedido à meta para a dívida pública na função perda, a taxa de juros passa a reagir menos intensamente a choques na inflação e no hiato do produto e mais intensamente aos choques que afetam a relação dívida/PIB.

De acordo com a regra ótima, a variável de controle reage às variáveis de estado na direção esperada, ou seja, com o sinal esperado. O único resultado contra-intuitivo é a reação da taxa de juros ao prêmio de risco. Enquanto o senso comum – e a atuação efetiva do Banco Central do Brasil – indica que a reação deve ser positiva, os resultados sugerem que a reação ótima poderia ser negativa, caso houvesse uma meta para a dívida pública como proporção do PIB.

²⁸ Segundo Moraes, Andrade e Silva (2004), os fundamentos macroeconômicos brasileiros são instáveis, há um elevado estoque de dívida pública, desequilíbrios na composição da dívida pública e alta dependência de capitais externos; condições que devem ser consideradas no modelo. Assim, propõe que o prêmio de risco seja gerado pela elevada dívida pública.

A versão do modelo *Backward-Looking* para a economia aberta utilizado por Morais, Andrade e Silva (2004) é apresentado no seguinte sistema²⁹:

$$\pi_{t+1} = \alpha_0 \pi_t + \alpha_1 y_t + \alpha_2 (e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}^{\pi} \quad (2.4.31)$$

$$y_{t+1} = \beta_0 y_t + \beta_1 r_t + \beta_2 e_t + \varepsilon_{t+1}^y \quad (2.4.32)$$

$$e_{t+1} = \delta_1 r_t + \delta_2 rp_t + \varepsilon_{t+1}^e \quad (2.4.33)$$

$$rp_{t+1} = \lambda_0 rp_t + \lambda_1 b_t + \varepsilon_{t+1}^{rp} \quad (2.4.34)$$

$$b_{t+1} = \gamma_0 b_t + \gamma_1 r_t + \gamma_2 (e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}^b \quad (2.4.35)$$

Carvalho *et al.* (2006) aplicaram um modelo de pequena escala para a economia brasileira com especificação baseada em Svensson (2000). Os autores estimaram as equações para as expectativas de inflação e uma equação para a estrutura a termo da taxa de juros. Posteriormente, estimaram a curva IS e, em seguida, as equações que representam a curva de Phillips. Por último, utilizaram a estatística Theil-u para verificar se a capacidade de previsão do modelo é superior a um alternativo, definido como um passeio aleatório. Quanto maior o horizonte de previsão menor é o erro do modelo. Além desse critério, foram realizados testes de ajuste com base em simulações dinâmicas dentro da amostra.

Os resultados para a taxa de inflação janeiro/dezembro para 2006 e 2007 sugerem que não será trivial alcançar estritamente a meta de 4,5% em 2007 nos cenários em que há desvalorização do real ante o dólar (moderada ou mais elevada) ao mesmo tempo em que a taxa de juros continua a diminuir. Em todos os cenários propostos, a taxa de inflação em 2007 é superior à de 2006, e em apenas um dos nove cenários a meta para a inflação é de 4,5%.

O modelo estrutural utilizado por Carvalho *et al.* (2006) resume-se nas seguintes equações³⁰:

²⁹ Curva de Phillips, IS, dinâmica da taxa de câmbio, do prêmio de risco e da dívida/PIB; em que π a taxa de inflação, y o hiato do produto, e a taxa de câmbio real, r a taxa de juros real, rp o prêmio de risco, ε o ruído branco, e b dívida/PIB.

³⁰ Em que $\pi^{\text{exp}12}$ representa expectativa de inflação 12 meses à frente; l a taxa de juros nominal (Selic acumulada no mês anualizada); M a meta de inflação para os próximos 12 meses; sp logaritmo neperiano (ln) do “risco país” medido pelo EMBI+; π a taxa de inflação (IPCA); e o ln da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$); $swap_t^{180}$ a taxa referencial de swaps DI prefixada – prazo de 180 dias; D

$$\pi^{\text{exp12}} = c + \beta_1 I_{t-2} + \beta_2 M + \beta_3 sp_{t-2} + \beta_4 \pi_{t-1}^{\text{exp12}} + \beta_5 (e_t - e_{t-3}) + \beta_6 \pi + \varepsilon_t \quad (2.4.36)$$

$$swap_t^{180} = \beta_1 I_t + \beta_2 sp_t + \beta_3 \pi_t + \beta_4 D + \varepsilon_t \quad (2.4.37)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-2} + \alpha_2 g_{t-3} + \alpha_3 r_{t-6}^{180} + \alpha_6 (q_{t-1} / q_{t-4}) + \alpha_7 RAC + \alpha_8 D + \varepsilon_t \quad (2.4.38)$$

$$\pi_t^c = \beta_1 \pi_{t-1}^c + \beta_2 \pi_{t-1}^{\text{exp12}} + \beta_3 \Delta e_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i D_i + \varepsilon_t \quad (2.4.39)$$

$$\pi_t^{nc} = \beta_1 \pi_{t-1}^{nc} + \beta_2 \pi_{t-2}^{nc} + \beta_3 h_{t-1} + \beta_4 \pi_{t-1}^{\text{exp12}} + \gamma_1 D + \varepsilon_t \quad (2.4.40)$$

Já o modelo macroeconômico de Pires (2006) consiste de uma função IS que relaciona a taxa de juros com a demanda agregada e uma função de oferta agregada (OA). Além, é claro, de uma função perda que é minimizada. Este autor impõe uma restrição fiscal (RF) via restrição orçamentária do setor público no modelo de Woodford (2003)³¹. Seu objetivo é investigar a questão da determinação das metas de inflação do ponto de vista fiscal, partindo de modelos monetários. As equações, com algumas suposições, podem ser representadas como³²:

$$\text{Função perda:} \quad L = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{1}{2} \left[(\pi - \bar{\pi})^2 + \lambda_x (x - \bar{x})^2 + \lambda_i (i - \bar{i})^2 \right] \right\} \quad (2.4.41)$$

$$\text{IS:} \quad x_t = E_t x_{t+1} + \sigma (i_t - \pi_{t+1} - \bar{r})$$

$$\text{OA:} \quad \pi_t = kx_t + \beta \pi_{t+1}$$

$$\text{RF:} \quad i_{t-1} = \frac{(t_t - g_t)(1 + \pi_t)}{b_{t-1}}$$

Ao resolver o problema de minimização da função perda sujeita às três restrições (IS, OA e RF) o autor obtém a seguinte taxa ótima de inflação:

dummy de impulso; *h* o hiato do produto; *g* o gasto primário do Governo Central com custeio e capital (deflacionado pelo IPCA); r^{180} a taxa real de juros *ex ante*; *q* a taxa real de câmbio; *RAC dummy* de *step*; π^c a taxa de inflação dos preços livres comercializáveis (dessazonalizada); π^{nc} a taxa de inflação dos preços livres não-comercializáveis (dessazonalizada).

³¹ O autor trata o setor fiscal conforme Bohn (1992), excluindo gastos com juros e supondo nula a meta fiscal e a receita de senhoriagem, ver Pires (2006, p. 10).

³² Neste problema: E_t é o operador esperança; x_t é o hiato do produto; σ é o coeficiente de aversão ao risco do agente representativo; i_t é a taxa de juros nominal; \bar{i} é a meta da taxa de juros; π_{t+1} é a taxa de inflação no período $t+1$; \bar{r} é a taxa de juros real de equilíbrio; β é a taxa de desconto do consumidor; k é o grau de rigidez (nominal e real); b_t é dívida pública real; g_t e t_t são os gastos e as receitas reais do governo, respectivamente.

$$\bar{\pi} = -(\bar{r} - \bar{i}) + \varphi_{3,t-1} \frac{(t_t - g_t)}{b_{t-1}}. \quad (2.4.42)$$

Em que $\varphi_{3,t-1}$ é o multiplicador de lagrange associado à restrição fiscal. Seus resultados mostram que a taxa ótima de inflação pode ser positiva, contrariando a abordagem tradicional que mostra a taxa ótima de inflação, ou melhor, uma taxa de deflação próxima de zero³³. A contradição está também presente nos países que adotam o regime de metas, pois mesmo os países desenvolvidos empregam taxas positivas para a inflação em torno de 2% a 3%.

Como destaca Pires (2006), a restrição fiscal é um caso relevante para países em estágio de dívida pública elevada. Portanto, seu resultado ainda deixa em aberto a contradição supracitada para países que não possuem este problema, pois a meta ótima encontrada é uma função do grau de restrição que o equilíbrio fiscal impõe ao comportamento do Banco Central, ou seja, a meta de inflação será positiva dependendo da importância que se atribui ao equilíbrio fiscal. Se esse não for relevante, $\varphi_{3,t-1} = 0$, retorna-se ao modelo de Woodford (2003).

As estimativas das equações de parte dos trabalhos supracitados podem ser vistas na Tabela A.1. Nesta breve revisão empírica dos modelos estruturais aplicados para o caso brasileiro, nota-se que uma parte leva em consideração o lado fiscal, mesmo sendo considerado importante.

Bonomo e Brito (2001), por exemplo, sugerem como ampliação e continuação dos seus estudos a inclusão de variáveis fiscais. Segundo eles, uma variável de déficit, como o déficit operacional do setor público, poderia ser incluída na curva IS, permitindo analisar o efeito fiscal sobre a demanda agregada. Os autores lembram que elevado montante da dívida pública pode colocar restrições à política monetária, que é normalmente modelada na literatura citada como se o Banco Central pudesse sempre escolher a taxa de juros.

Uma economia emergente com alto endividamento, como é o caso da economia brasileira, deve levar em consideração suas opções diante da dinâmica da dívida pública com o objetivo de ao menos manter a sustentabilidade da dívida/PIB. Isso sugere que o BACEN leve em consideração esse fato e tenha maior integração

³³ Pires (2006) segue os modelos monetários de Friedman (1969) e Woodford (2003).

com a Secretaria do Tesouro Nacional, já que um possível aumento da probabilidade de *default* da dívida pode levar à desvalorização cambial e essa, juntamente com outros efeitos, pode complicar a convergência para o centro da meta ou a permanência da inflação dentro do intervalo de tolerância.

Sabe-se que a incerteza quanto à economia mundial, pode levar ao aumento do risco país brasileiro e à conseqüente desvalorização da taxa de câmbio, já que alguns investidores passam a vender títulos públicos e a converter os reais obtidos em dólar. Esse aumento da demanda pela moeda americana faz com que o real perca valor perante essa moeda. Para minimizar o problema, o Banco Central pode optar pelo aumento da taxa de juros, mas até que ponto essa política poderá ser implementada dependerá do comportamento da dinâmica da dívida pública, da proporção da dívida denominada em moeda estrangeira, conforme destaca Blanchard (2004).

Um dos grandes impactos da desvalorização cambial de 1999 foi sobre a dívida pública cuja parte significativa era indexada ao dólar. Sem contar que o aumento na taxa de juros elevou ainda mais a dívida, bem como os gastos com juros a partir de então. Para que isso não ocorra, deve-se evitar, principalmente, o aumento da participação da dívida pública indexada ao câmbio e à taxa Selic.

Nota-se que a economia brasileira teve que enfrentar as crises dos últimos tempos emitindo títulos de curtíssimo prazo, cujas taxas de retorno são ajustadas diariamente, pois as Letras Financeiras do Tesouro (LFTs) são as que oferecem menor risco ao investidor nesses períodos críticos. O desejado seria emitir títulos de longo prazo com taxas prefixadas, como ocorre em países desenvolvidos.

Mesmo que o aumento da taxa de juros não gere a desvalorização cambial, como sugere Blanchard (2004), o fato de essa variável manter-se em patamar ainda bastante elevado tem criado outros problemas que também ameaçam a economia, como a evolução do nível de atividade, que pode ser afetada pelo nível da Selic e pelo risco de as exportações deixarem de crescer, em função da apreciação cambial, causada, por sua vez, pelos juros. Portanto, uma das questões relevantes na atualidade é encontrar e aplicar de forma eficiente políticas que visem à redução dos juros.

Uma política fiscal que objetiva assegurar a disciplina fiscal de longo prazo pode ajudar nesse sentido, permitindo à política monetária alcançar mais fácil maior nível de estabilidade macroeconômica. Nesse caminho, poderia ser defendido o controle dos gastos públicos para se obter sucesso quanto à estabilidade, pois se eles se elevarem de forma a gerar incertezas, os juros podem subir e trazer redução dos investimentos.

Para minorar o problema do elevado risco de investir no país, o governo pode cortar gastos e reduzir seu endividamento. O ajuste das contas permitiria o controle da inflação e a redução da necessidade de financiamento do governo, abrindo espaço para juros menores. Para alcançar esta disciplina fiscal e, portanto, não atrapalhar a eficiência da política monetária, o governo tem perseguido um superávit fiscal que gere credibilidade sobre a manutenção da relação dívida pública/PIB, e até mesmo perspectiva de tendência declinante a longo prazo.

O recomendável também poderia ser comprimir as despesas de custeio do governo em vez de gerar superávits, cortando investimentos e/ou aumentando a carga tributária sobre a atividade produtiva e os consumidores. Uma medida complementar para ajudar a minimizar os impactos dos cortes nos gastos poderia surgir de um aumento na produtividade do setor público com ótima gestão dos recursos públicos. Maior crescimento do PIB também seria importante. No entanto, os juros mantidos em patamares elevados, juntamente com aumento da carga tributária, têm contribuído para reduzir a atividade econômica.

Aumentar o superávit nominal via corte dos gastos públicos primários ou devido à elevação da produtividade seria relevante para extinguir eventuais dúvidas quanto à sustentabilidade da dívida pública.

2.5 PROBLEMA DE POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA SOB RESTRIÇÃO FISCAL

Nos últimos anos, reformas importantes foram introduzidas a fim de manter superávits primários em níveis adequados e a sustentabilidade da dívida.

Conforme destaca Goldfajn (2002), o efeito de superávits primários maiores na redução da dívida é considerável. Sendo assim, a política monetária pode ter uma aliada, a política fiscal, permitindo sua eficiência, uma vez que os mecanismos de transmissão tradicionais não sejam alterados.

Para analisar isto, a presente seção pressupõe um problema de minimização da função perda, semelhante ao apresentado por Moraes, Andrade e Silva (2004), da seguinte forma³⁴:

$$Max - E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \left\{ \lambda_{\pi} (\pi_{t+\tau} - \bar{\pi})^2 + \lambda_y (y_{t+\tau} - \bar{y})^2 + \lambda_b (s_{t+\tau} - \bar{s})^2 + \lambda_i (i_{t+\tau} - i_{t+\tau-1})^2 \right\} \quad (2.5.1)$$

s.a.

$$\pi_{t+1} = \alpha_0 \pi_t + \alpha_1 y_t + \alpha_2 (e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}^{\pi}$$

$$y_{t+1} = \beta_0 y_t + \beta_1 r_t + \beta_2 e_t + \varepsilon_{t+1}^y$$

$$e_{t+1} = \delta_1 r_t + \delta_2 r p_t + \varepsilon_{t+1}^e$$

$$r p_{t+1} = \lambda_0 r p_t + \lambda_1 b_t + \varepsilon_{t+1}^{rp}$$

$$b_{t+1} = \gamma_0 b_t + \gamma_1 r_t + \gamma_2 (e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}^b$$

$$s_{t+1} = \eta_0 s_t + \eta_1 b_t + \eta_2 y_t + \eta_3 \pi_t + \varepsilon_{t+1}^s$$

O objetivo da autoridade monetária é minimizar, a cada período, a função perda acima sujeita às restrições dadas pelo modelo estrutural macroeconômico. Este exemplo trata-se de um problema linear de otimização estocástica intertemporal que pode ser resolvido por meio de técnicas de programação dinâmica. No entanto, é conveniente representar o problema na forma de espaço de estado, como se descreve em seguida.

A função perda sob notação matricial pode ser definida como um vetor 4 x 1 de variáveis objetivo Y_t como função do vetor de variáveis de estado X_t , da matriz C_X , 4 x 8, do vetor coluna C_i e da variável de controle i_t , como mostra a equação (2.5.2).

³⁴ Em que E representa o operador de expectativas, β ($0 < \beta < 1$) representa uma taxa de desconto intertemporal e λ ($\lambda \geq 0$) representa as preferências da autoridade monetária em relação ao hiato do produto, os desvios da inflação e do superávit/PIB em torno de suas metas, além da suavização da trajetória da taxa de juros. As outras variáveis das equações restritivas já foram definidas na seção 2.4.

$$Y_t = C_X X_t + C_i i_t, \quad (2.5.2)$$

$$\text{em que: } Y_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ s_t \\ (i_t - i_{t-1}) \end{bmatrix}; C_X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 \end{bmatrix}; C_i = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}.$$

Já o sistema que representa o modelo estrutural macroeconômico pode ser apresentado na forma de espaço estado como em (2.5.3).

$$X_{t+1} = AX_t + Bi_t + v_{t+1}, \quad (2.5.3)$$

em que X_t é o vetor 8 x 1 de variáveis de estado no período t , A a matriz 8 x 8 de coeficientes, B o vetor 8 x 1 de coeficientes, i_t a variável de controle (taxa de juros nominal) e v_t o vetor 8 x 1 de distúrbios aleatórios. Matricialmente:

$$X_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ e_t \\ e_{t-1} \\ rp_t \\ b_t \\ i_{t-1} \\ s_t \end{bmatrix}; A = \begin{bmatrix} \alpha_0 & \alpha_1 & \alpha_2 & -\alpha_2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_0 & \beta_1 & \beta_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\delta_1 & 0 & \delta_0 & 0 & \delta_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_0 & \lambda_1 & 0 & 0 \\ -\gamma_1 & 0 & \gamma_2 & -\gamma_2 & 0 & \gamma_0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \eta_3 & \eta_2 & 0 & 0 & 0 & \eta_1 & 0 & \eta_0 \end{bmatrix}; B = \begin{bmatrix} 0 \\ \beta_1 \\ \delta_1 \\ 0 \\ 0 \\ \gamma_1 \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix}; v_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^e \\ 0 \\ \varepsilon_t^{rp} \\ \varepsilon_t^b \\ 0 \\ \varepsilon_t^s \end{bmatrix}.$$

Após a transformação para a forma de espaço estado, o problema da autoridade monetária torna-se:

$$\text{Max}_{\{i_t\}_{t=0}^{\infty}} - E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \{Y_t' K Y_t\} \quad (2.5.4)$$

s.a.

$$x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + v_{t+1},$$

em que K é uma matriz diagonal 4 x 4, cujos elementos da diagonal $(\mu_\pi, \mu_y, \mu_s, \mu_i)$ representam as preferências da autoridade monetária.

A função de reação de interesse é linear em relação ao vetor de variáveis de estado X_t , como na equação (2.5.5), onde F é o vetor linha 1 x 8 dos coeficientes da

regra de política monetária. A regra ótima será a que resolver o problema de otimização (2.5.4).

$$i_t = FX_t. \quad (2.5.5)$$

Para cada função de reação (2.5.5), a dinâmica do modelo seguirá $x_{t+1} = Mx_t + v_{t+1}$ e $Y_t = CX_t$, em que as matrizes M e C são dadas por $M = A + BF$ e $C = C_x + C_i F$. Para cada regra de política F que resultar em variância incondicional finita das variáveis objetivos, a função perda incondicional estará de acordo com a equação (2.5.6), em que \sum_{yy} é a matriz de covariância incondicional das variáveis objetivo.

$$E[L_t] = E[Y_t' K Y_t] = tr(K \sum_{yy}). \quad (2.5.6)$$

A regra ótima de política monetária é dada pela condição de primeira ordem (2.5.7), onde V é a matriz 8×8 que satisfaz a equação de Riccati (2.5.8), na qual $Q = C_x' K C_x$, $U = C_x' K C_i$ e $R = C_i' K C_i$. O valor ótimo de (2.5.1) é dado por (2.5.9), em que $\sum_{vv} = E[v_t v_t']$ é a matriz de covariância do vetor de distúrbios aleatórios.

$$F = -\frac{(U' + \beta B' V A)}{R + \beta B' V B} \quad (2.5.7)$$

$$V = Q + U F + F' U' + F' R F + \beta M' V M \quad (2.5.8)$$

$$V(X) = X_t' V X_t + \frac{\beta}{1 - \beta} tr(V \sum_{vv}). \quad (2.5.9)$$

O problema de minimização da função perda sujeita às restrições visto é transformado em um problema conhecido na literatura como Problema do Regulador Linear, que pode ser Não-Descontado, Descontado e Descontado Estocástico. A solução para tais problemas pode ser obtida via metodologia apresentada em Ljungqvist e Sargent (2004, cap. 5), como segue.

Para resolver o Problema do Regulador Linear Descontado Estocástico proposto neste trabalho foi utilizada a rotina da equação de Riccati disponível em Morais, Andrade e Silva (2004). Já a otimização foi realizada no Matlab.

O problema do regulador linear ótimo não-descontado consiste em maximizar, sob a trajetória $\{u_t\}_{t=0}^{\infty}$, determinada função sujeita a uma restrição. Este problema pode ser apresentado matematicamente da seguinte maneira:

$$\text{Max} - \sum_{t=0}^{\infty} \{x_t' R x_t + u_t' Q u_t\} \quad (2.5.10)$$

s.a.

$$x_{t+1} = A x_t + B u_t$$

x_0 é dado.

Em que x_t é um vetor ($nx1$) de variáveis de estado, u_t é vetor ($kx1$) de variáveis de controle, R matriz simétrica positiva semidefinida, Q uma matriz simétrica positiva definida, A uma matriz (nxn) e B matriz (nxk).

Supõe-se que a função valor seja quadrática, isto é, $V(x) = -x' P x$, em que P é uma matriz simétrica positiva semidefinida.

Usando a lei de transição para eliminar o estado do próximo período, a equação de Bellman torna-se:

$$-x' P x = \max_u \{-x' R x - u' Q u - (A x + B u)' P (A x + B u)\}. \quad (2.5.11)$$

A condição necessária de primeira ordem para o problema de máximo apresentado ao lado direito da equação (2.5.11) é³⁵:

$$(Q + B' P B) u = -B' P A x, \quad (2.5.12)$$

que implica na regra de *feedback* (Função de Controle Ótimo) ao isolar o vetor u :

$$u = -(Q + B' P B)^{-1} B' P A x, \quad (2.5.13)$$

ou $u = -F x$ (Função Ótima de Política), em que

$$F = (Q + B' P B)^{-1} B' P A. \quad (2.5.14)$$

Substituindo a equação (2.5.13) no lado direito da equação (2.5.11), pode-se chegar em:

³⁵ As seguintes regras são usadas: $\frac{\partial x' A x}{\partial x} = (A + A') x$; $\frac{\partial y' B z}{\partial y} = B z$; $\frac{\partial y' B z}{\partial z} = B' y$.

$$P = R + A'PA - A'PB(Q + B'PB)^{-1}B'PA. \quad (2.5.15)$$

A equação (2.5.15) encontrada é conhecida na literatura como Equação Matricial Algébrica de Riccati.

Ao se analisar a resolução deste problema, percebe-se que a mesma não é adequada para o caso em que há a presença de um fator de desconto. Com essa inclusão deve-se utilizar a metodologia referente ao Problema do Regulador Linear Descontado, que leva em consideração tal fato. Sendo assim, o novo problema pode ser matematicamente apresentado da forma:

$$\text{Max} - \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{x_t'Rx_t + u_t'Qu_t\} \quad (2.5.16)$$

s.a.

$$x_{t+1} = Ax_t + Bu_t$$

x_0 é dado.

Em que $0 < \beta < 1$. Nota-se que apenas o fator de desconto (β) inserido diferencia o problema de maximização (2.5.16) do problema (2.5.10). Essa introdução leva a uma nova matriz de Riccati:

$$P_{j+1} = R + \beta A'P_jA - \beta^2 A'P_jB(Q + \beta B'P_jB)^{-1}B'P_jA. \quad (2.5.17)$$

A função valor para o problema de horizonte infinito é simplesmente $V(x_0) = -x_0'Px_0$, em que P é o valor limitante de P_j resultante de iterações sob a equação (2.5.17) iniciada com $P_0 = 0$. A política ótima é $u_t = -Fx_t$, em que $F = \beta(Q + \beta B'PB)^{-1}B'PA$.

Já o Problema do Regulador Linear Descontado Estocástico diferencia dos anteriores por escolher uma regra de decisão para u_t de acordo com o seguinte problema:

$$\text{Max} - E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{x_t'Rx_t + u_t'Qu_t\}, \quad 0 < \beta < 1, \quad (2.5.18)$$

s.a.

$$x_{t+1} = Ax_t + Bu_t + C\varepsilon_{t+1}, \quad t \geq 0,$$

x_0 é dado,

em que ε_{t+1} é um vetor ($n \times 1$) de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas de maneira normal, com vetor de média zero e matriz covariância $E\varepsilon_t\varepsilon_t' = I$. As matrizes R , Q , A e B obedecem aos pressupostos descritos anteriormente.

A função valor para este problema é:

$$v(x) = -x'Px - \beta(1 - \beta)^{-1}trPCC', \quad (2.5.19)$$

em que P é a única solução positiva semidefinida para a equação matricial algébrica descontada de Riccati, correspondente à equação (2.5.17). Como antes, ele é o limite das iterações sob a equação (2.5.17) iniciada com $P_0 = 0$. Já “tr” denota o traço da matriz.

A política ótima continua sendo obtida por $u_t = -Fx_t$, em que

$$F = \beta(Q + \beta B'PB)^{-1}B'PA. \quad (2.5.20)$$

Uma característica interessante desta solução é que a regra de *feedback* (2.5.20) é idêntica à do problema do regulador linear não-estocástico. Conforme Ljungqvist e Sargent (2004, p. 113), “[...] this outcome is the Certainty Equivalence Principle: The decision rule that solves the stochastic optimal linear regulator problem is identical with the decision rule for the corresponding nonstochastic linear optimal regulator problem [...]”.³⁶

A determinação da regra ótima de política monetária para a economia brasileira sob restrição fiscal consiste na inclusão do desvio da razão superávit/PIB em torno da sua meta pré-estabelecida na função perda a ser minimizada. A idéia é de que a autoridade monetária também tem como objetivo a minimização deste desvio, sendo um regime de metas de inflação flexível. Moraes, Andrade e Silva (2004) pressupõem uma meta para a razão dívida/PIB. O diferencial do presente trabalho justifica-se pela maior facilidade em definir e trabalhar na prática com uma política de meta para o superávit/PIB do que com uma meta para a razão dívida/PIB.

³⁶ A prova deste princípio pode ser obtida em Ljungqvist e Sargent (2004, p. 114).

Esta idéia da autoridade monetária considerar o desvio da razão superávit/PIB em torno de uma meta de superávit pré-estabelecida, além dos objetivos tradicionais referentes à minimização da volatilidade do produto, da inflação e da trajetória da taxa de juros pode ser possível a partir de uma integração das políticas fiscal e monetária, em que o Banco Central do Brasil responde pela condução da política monetária e a Secretaria do Tesouro Nacional pelo superávit primário, ambos respondendo publicamente pelas razões do descumprimento, por meio de carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda. As metas podem ser definidas pelo Conselho Monetário Nacional.

2.6 APLICAÇÃO ECONÔMICA: REGRA ÓTIMA SOB RESTRIÇÃO FISCAL

O objetivo ao estimar a função de reação fiscal é analisar os ajustamentos no superávit primário em resposta a variações na dívida pública, de forma a manter esta última em uma trajetória sustentável. Seguindo as aplicações empíricas de Mello (2005), Gali e Perotti (2003) e Bohn (1998), a especificação da função de reação fiscal baseia-se na restrição orçamentária intertemporal do governo:

$$s_t + (r_t - g_t)d_{t-1} = \Delta d_t + \Delta m_t + (\pi_t + g_t)m_{t-1}, \quad (2.6.1)$$

em que s_t é o superávit primário/PIB, r_t taxa de juros real, g_t taxa de crescimento real do PIB, d_t razão dívida/PIB e m_t base monetária/PIB.

Simplificando algebricamente, supondo que $\Delta m_t = 0$ e $r_t \geq g_t$ como anteriormente, segue da equação (2.6.1) que a participação do superávit primário no PIB pode ser calculada a fim de manter a razão dívida/PIB constante (equação 2.4.5). Quando a política fiscal é realizada ao longo de um horizonte infinito, a participação no PIB do valor presente do superávit primário pode ser idêntica à razão dívida/PIB.

A equação (2.6.1), “[...] can be solved forward subject to a no-Ponzi-game transversality condition $\left(\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{d_{t+T+1}}{(1+r)^{t+T}} = 0 \right)$ on the optimal behaviour of lenders [...]”, (MELLO, 2005, p. 10).

A função de reação fiscal pode, por isso, ser estimada pela regressão do superávit primário/PIB em relação à dívida/PIB, também controlado por outros determinantes. Ou seja,

$$s_i(t) = \alpha_0 + \alpha_1 s_i(t-1) + \alpha_2 d_i(t-1) + \alpha_3 C_i(t) + u_i \quad (2.6.2)$$

em que C representa as variáveis de controle para determinado nível de governo i no tempo t . Espera-se que o sinal do parâmetro α_2 da equação (2.6.2) seja positivo, indicando que um aumento na razão dívida/PIB é associado com um aumento no superávit primário/PIB³⁷.

Os dados utilizados para se obter a função de reação fiscal são mensais e compreendem o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. A inflação considerada é a taxa medida pelo IPCA, e o hiato do produto é calculado usando a diferença entre o PIB real/produção industrial e sua tendência de longo prazo (filtro Hodrick-Prescott). As séries foram obtidas no Banco Central do Brasil e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Como era de se esperar, os resultados usando o PIB mensal foram semelhantes aos estimados por Mello (2005), ver Tabela 2.6.1, onde a função de reação fiscal mostra uma relação positiva e significativa entre o superávit primário/PIB e a dívida/PIB³⁸.

A Tabela 2.6.2 apresenta os resultados da otimização. Para determinar a regra ótima de política, utilizaram-se as estimativas dos parâmetros da função de reação fiscal, que compreendem o mesmo período do estudo de Moraes, Andrade e Silva (2004), uma vez que se utiliza suas estimações para as demais equações que entram no problema. Suas estimativas, por sua vez, podem ser vistas no Apêndice A.

³⁷ Costuma-se utilizar como variáveis de controle o gap do produto e a inflação, Mello (2005, p. 10).

³⁸ Quando analisa a função de reação utilizando a produção industrial, os resultados apresentam comportamentos diferenciados; por isso, optou-se pela regra ótima com a função de reação apresentada na Tabela 2.6.1 e semelhante a Mello (2005).

Tabela 2.6.1 – Estimativa da função de reação fiscal

Variável endógena: superávit primário (% do PIB)				
Var.\Amostra	1995:01- 2005:12	1995:01- 2004:07	1999:03- 2005:12	1999:03- 2004:03
s_{t-1}	0,90*** (0,0195)	0,90*** (0,0232)	0,91*** (0,0233)	0,90*** (0,0413)
d_{t-1}	0,03*** (0,0042)	0,03*** (0,0045)	0,01 (0,0074)	0,01 (0,0090)
π_{t-1}	0,00 (0,0005)	0,00 (0,0005)	-0,01 (0,0086)	0,00 (0,0126)
y_{t-1}	0,02 (0,0101)	0,02 (0,0109)	0,02** (0,0088)	0,02 (0,0107)
	$\bar{R}^2 = 0,98$	$\bar{R}^2 = 0,98$	$\bar{R}^2 = 0,96$	$\bar{R}^2 = 0,94$
	DW=1,81	DW=1,83	DW=2,05	DW=2,01
	J.B.=8,78 (Prob.=0,01)	J.B.=5,94 (Prob.=0,05)	J.B.=1,46 (Prob.=0,48)	J.B.=0,79 (Prob.=0,67)

Obs.: A constante foi omitida. Todas as estimações não apresentaram problemas de correlação serial e heterocedasticidade, segundo o teste LM e o ARCH. Somente a dívida/PIB aceitou a hipótese nula de raiz unitária (teste ADF) – ver Mello (2005). *** 1% de significância; ** 5% de significância.

De acordo com a Função Ótima de Política discutida na metodologia, as linhas da Tabela 2.6.2 mostram os vetores F para diferentes preferências da autoridade monetária. Para simplificar, supõe-se: $\lambda_x = 1$, $\lambda_y = 0,5$, $\lambda_i = 0,01$ e $0 \leq \lambda_s \leq 1$. Com isso, analisam-se os efeitos de diversas preferências sobre a regra ótima ao alterar os pesos dados para os desvios da razão superávit/PIB em relação à sua meta, como também a importância desta para a eficiência da política monetária e uma futura redução de juros.

A regra ótima mostra que a taxa de juros responde negativamente a choques na relação dívida/PIB. Como destacado anteriormente, os resultados também evidenciam que superávits maiores permitem reduções na taxa de juros, e a magnitude da sua resposta é diretamente proporcional ao peso dado a essa variável-objetivo na função perda.

Outro resultado interessante é o fato de que quanto maior o peso concedido aos desvios do superávit/PIB em torno da sua meta menor a reação da política monetária no que diz respeito à inflação e produto.

Tabela 2.6.2 – Regra Ótima de Política

	π_t	y_t	Δe_t	rp_t	b_t	i_{t-1}	s_t
$\mu_s = 0$	1.2425	0.6647	0.0576	0.0034	0.0003	0.0860	0.0000
$\mu_s = 0,01$	1.2424	0.6646	0.0576	0.0034	0.0000	0.0860	-0.0005
$\mu_s = 0,1$	1.2417	0.6639	0.0571	0.0033	-0.0023	0.0859	-0.0053
$\mu_s = 0,5$	1.2383	0.6605	0.0547	0.0030	-0.0126	0.0857	-0.0263
$\mu_s = 0,75$	1.2362	0.6584	0.0533	0.0028	-0.0189	0.0856	-0.0392
$\mu_s = 1$	1.2343	0.6564	0.0519	0.0026	-0.0249	0.0855	-0.0518

Obs.: Resultados sem considerar a variável superávit na dinâmica da dívida.

Tabela 2.6.3 – Regra Ótima de Política

	π_t	y_t	Δe_t	rp_t	b_t	i_{t-1}	s_t
$\mu_s = 0$	1.2425	0.6647	0.0180	0.0034	0.0003	0.0860	0.0000
$\mu_s = 0,01$	1.2424	0.6647	0.0180	0.0034	0.0000	0.0860	-0.0005
$\mu_s = 0,1$	1.2417	0.6639	0.0185	0.0033	-0.0023	0.0859	-0.0050
$\mu_s = 0,5$	1.2383	0.6606	0.0206	0.0030	-0.0124	0.0857	-0.0246
$\mu_s = 0,75$	1.2363	0.6585	0.0219	0.0028	-0.0186	0.0856	-0.0366
$\mu_s = 1$	1.2344	0.6566	0.0231	0.0026	-0.0245	0.0855	-0.0484

Obs.: Resultados considerando a variável superávit na dinâmica da dívida com coeficiente de -0,02.

Do ponto de vista da ótica convencional do mecanismo de transmissão, a resposta positiva, isto é, um aumento, da taxa de juros a uma desvalorização real do câmbio e ao prêmio de risco mantém-se, ao contrário do resultado obtido por Moraes, Andrade e Silva (2004). Estes autores justificaram seus resultados levando em consideração a ótica alternativa sugerida por Favero e Giavazzi (2003) e Blanchard (2004). A diferença também se encontra numa reação menor da taxa de juros a estas variáveis.

Os resultados considerando o superávit primário na dinâmica da dívida, Tabela 2.6.3, não alteram significativamente a análise anterior, apenas a reação da

taxa de juros a uma desvalorização real do câmbio que demonstrou melhor resultado ao permitir uma reação menor na taxa de juros.

2.7 CONCLUSÕES

O presente ensaio buscou analisar os impactos benéficos que superávits primários adequados podem trazer para a política monetária, quando permite respostas menores da taxas de juros em relação a diversos choques, bem como reduzir/eliminar os possíveis efeitos da política fiscal sobre a eficiência da política monetária.

Procurou-se destacar este fato via uma regra ótima de política monetária. Para tanto, partiu-se do modelo de Ball (1999), expandido por Moraes, Andrade e Silva (2004), para então incluir na função objetivo, linear quadrática, uma meta para o superávit/PIB em vez da dívida/PIB. A diferença justifica-se pela maior facilidade em definir e trabalhar na prática com uma política de meta para o superávit/PIB do que com uma meta para a razão dívida/PIB.

A idéia é que uma integração entre a política monetária e a fiscal, em que o Banco Central do Brasil responde pela condução da política monetária e a Secretaria do Tesouro Nacional pelo superávit primário, pode criar uma política de geração de superávits primários adequados que leve a dívida/PIB a uma trajetória declinante, permitindo um contexto positivo, em que se esperam taxas de juros menores.

Os resultados sugerem que a adoção de uma meta explícita para o superávit primário em percentual do PIB tem conseqüências benéficas sobre a regra ótima de política monetária e para a redução da taxa de juros, bem como na eficiência do atual instrumento de política monetária. Isto indica que quando se aplica uma política de geração de superávits primários apropriados, capaz de estabilizar/reduzir a dívida pública, a política monetária tem maior facilidade e eficácia para enfrentar cenários negativos internos e choques externos sobre a economia brasileira.

A economia brasileira correu o risco de cair na “armadilha dos juros” em 2002, mas tal fato não aconteceu. Um importante acontecimento para isto foi o reajuste na meta, ou seja, o Banco Central deixou de perseguir o centro da meta e não adotou uma forte política monetária restritiva diante das pressões inflacionárias proporcionadas pelo ambiente negativo gerado pela crise de confiança aliada à crescente aversão global ao risco. Outro fato foi que após a eleição presidencial e o anúncio de uma política fiscal mais forte com metas maiores de superávits primários, a economia iniciou um processo de melhora do risco país e de apreciação cambial, ambos influenciados também pela maior liquidez no mercado internacional.

Esta implementação de política fiscal austera no sentido de elevar a meta de superávit primário vai de encontro com os resultados empíricos apresentados neste ensaio e as respectivas conclusões retiradas dos mesmos, ou seja, mostrou-se que em momentos difíceis como o vivido em 2002, a política fiscal pode desempenhar um papel relevante e benéfico para a estabilidade da economia ao permitir maior equilíbrio das contas fiscais e, principalmente, no que se refere a uma trajetória sustentável da dívida pública brasileira.

3 RELAÇÃO “DEFAULT RISK”: UMA ESTIMAÇÃO USANDO O MODELO DE REGRESSÃO BETA

O debate sobre política monetária tem, em mais de meio século, incorporado variáveis importantes, permitindo não somente relacionar políticas cambial, fiscal e monetária, como inserir aplicações mais realistas para economias específicas, como o caso das emergentes.

Uma proposição padrão dentro da macroeconomia aberta mostra que um incremento na taxa de juros real interna ao tornar os títulos públicos domésticos mais atrativos acaba atraindo capitais estrangeiros para a economia doméstica levando a uma possível apreciação da sua moeda.

No entanto, se a dívida pública é sensível a variações das taxas de juros de curto prazo, então um aumento nesta variável pode levar a um significativo crescimento do endividamento, ao aumento do custo dos empréstimos para as empresas, deprimir a economia, etc.; o que traz à tona, principalmente, o debate quanto à solvência do setor público, pois à medida que a dívida cresce, o mercado começa a questionar a capacidade do governo de satisfazer sua restrição intertemporal, passando a cobrar prêmios de risco cada vez maiores.

No Brasil, a efetiva institucionalização do seu mercado aberto ocorreu somente a partir do início dos anos 70, com a emissão das Letras do Tesouro Nacional (LTNs) e o aperfeiçoamento dos mecanismos responsáveis pelo desenvolvimento da intermediação financeira (LOUREIRO; BARBOSA, 2003). No entanto, a atuação do governo no gerenciamento da dívida pública, quebrando regras contratuais por meio de expurgos na correção monetária, acabou por afetar a confiança da sociedade em sua capacidade de pagamento, introduzindo o chamado “prêmio de risco” para a compra dos títulos públicos, terminologia que viria a ser muito usada nas décadas de 80 e 90.

Além das quebras de contrato, desequilíbrios macroeconômicos e crises políticas também podem levar os agentes econômicos a cobrar prêmios de risco

crescentes na aquisição de títulos públicos federais. Comportamento que pode influenciar outras importantes variáveis econômicas.

Conforme destaca Favero e Giavazzi (2005): “A single variable describes, day by day, what investors think about the state Brazil’s economy: the Brazilian component of the Emerging Market Bond Index, the EMBI spread.”

Spreads são frequentemente interpretados como prêmio de risco de default. O EMBI spread é uma medida padrão que, por sua vez, reflete tanto a probabilidade de default quanto a aversão ao risco dos investidores estrangeiros. Neste sentido, se um aumento na taxa de juros real aumenta a probabilidade de default da dívida, o efeito sobre a moeda pode ser o contrário, ou seja, levar à depreciação, pois a expectativa de não pagamento das dívidas provoca fuga antes do que uma entrada de capitais.

Diante de um maior prêmio de risco exigido pelo mercado, o governo procura adotar por meio da autoridade monetária uma política de juros reais mais elevada para manter a atratividade dos seus títulos públicos. No entanto, diante do caso supracitado, isto é, em determinado contexto, a política monetária pode perder sua eficácia em reduzir e estabilizar o nível de preços da economia.

Desta forma, a possibilidade dos efeitos de um incremento das taxa de juros variarem, dependendo do contexto em que tal aumento acontece, torna-se uma questão relevante para a economia, tanto em um regime *inflation targeting* quanto em um regime de câmbio fixo, ou mesmo *crawling peg*, pois as taxas de juros continuam sendo uma das variáveis macroeconômicas fundamentais para o bom funcionamento da economia. Assim, calibrar eficientemente a taxa de juros é tarefa de extrema importância para o sucesso na defesa da moeda interna.

Os modelos tradicionais de política monetária se baseiam na capacidade que a autoridade monetária possui de afetar o nível de preços, por intermédio do efeito que as taxas de juros têm sobre a demanda agregada e através da influência que esta última tem sobre a taxa de inflação. No entanto, não é comum incluir nesta discussão as variáveis ligadas ao lado fiscal. Entretanto, recentemente, alguns pesquisadores têm dado grande ênfase na interação entre o resultado fiscal e a política monetária via a discussão do problema da dominância fiscal.

Para Carneiro e Wu (2005), em termos mais gerais, “dominância fiscal” caracteriza uma situação na qual a inflação pode ser atribuída essencialmente aos

distúrbios fiscais, e não aos descontroles monetários. Em termos mais específicos utilizam esta expressão para descrever uma situação na qual o estoque da dívida líquida do setor público já se encontra em um nível que é desconfortavelmente próximo ao máximo que se acredita ser sustentável às taxas reais compatíveis com o crescimento da economia.

Neste ambiente, um aumento na taxa de juros nominal, mesmo que temporário, seria capaz de elevar o estoque da dívida para além do seu limite sustentável, através do seu impacto sobre o serviço dessa dívida. Com uma trajetória projetada para a dívida pública acima do que parece ser sustentável, a percepção de risco do país se elevaria e o fluxo de investimento externo seria reduzido. Em uma economia aberta, isto significa que a taxa de câmbio nominal, em vez de se apreciar, se depreciaria pressionando a taxa de inflação. Consequentemente, a política monetária perde sua eficácia no controle do nível de preços.

Assim, dominância fiscal pode ser interpretando como a situação em que o alto grau de endividamento do setor público compromete a eficácia com que um aumento nos juros reduz a taxa de inflação.

Dado esta importância, principalmente, para o sucesso do atual regime de metas de inflação já que este regime tem como uma das pré-condições a ausência de dominância fiscal, diversos estudos têm procurado analisar o problema, bem como a sustentabilidade da dívida pública brasileira.

Dentre estudos recentes o prêmio de risco, seja endógeno ou não, tem tido uma participação significativa dentro da discussão de política monetária e mecanismo de transmissão.

Muinhos, Alves e Riella (2002), por exemplo, apresentam um modelo estrutural de pequena escala para a economia brasileira acrescido do bloco externo. Para tanto, partem das equações de Phillips, IS e a regra de juros apresentadas em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), e acrescentam a endogenização da taxa de câmbio nominal e do prêmio de risco soberano.

Loureiro e Barbosa (2003) analisam a dívida pública e prêmio de risco dos títulos públicos no Brasil, desde as Reformas do Sistema Financeiro Nacional, implementadas a partir de 1964, no âmbito do Plano de Ação Econômica do Governo (Paeg). Estes autores destacam que a sucessiva quebra de regras

contratuais e o desequilíbrio das finanças públicas levaram os agentes econômicos a exigir prêmios de risco crescentes para demandar os títulos públicos. Já Maia, Bonomo e Terra (2003) contribuem, em nível de modelagem, com a endogeneização do prêmio de risco e a log-linearização da equação de movimento da dívida pública.

Morais, Andrade e Silva (2004), parte do modelo proposto por Ball (1999) para calcular a regra ótima de política monetária para a economia brasileira. Segundo os autores, este modelo não é ideal para a análise de uma economia emergente, como a brasileira³⁹. Pensando assim, procuram expandir o modelo incluindo endogenamente a dívida pública e o prêmio de risco.

Carneiro e Wu (2005) procuram explorar duas abordagens para a questão da “aritmética perversa”⁴⁰, ambas referindo-se a economias emergentes, com elevado grau de endividamento interno e externo. Estes autores observaram que o efeito do estoque da dívida sobre o prêmio de risco só é significativo após ela ultrapassar o limite de aproximadamente 56% do PIB. A partir desse limite, seu efeito é explosivo: um aumento de 1% nesse valor possui efeitos cada vez maiores sobre o prêmio de risco. “Para níveis seguidamente maiores e acima de 56%, o acréscimo marginal sobre o prêmio de risco pode ser tal que o efeito final sobre o câmbio é o de depreciá-lo e não o de apreciá-lo, o que gera pressão adicional sobre a taxa de inflação.” (Carneiro; Wu, 2005, p. 09).

Blanchard (2005) discute o problema de dominância fiscal, dentro do regime *inflation targeting*. O autor formaliza as interações entre a taxa de juros, taxa de câmbio e a probabilidade de default em uma economia com alto endividamento e aversão ao risco, tal como a economia brasileira em 2002 e 2003. Em suas evidências empíricas para dados do Brasil, o autor separa a série do EMBI spread em duas partes e estima uma série temporal para a probabilidade de default. Depois trabalha com as equações de “default risk” e “capital flow” e, com alguns pressupostos, chega ao resultado de que um aumento na taxa de juros de 100 pontos base leva a uma depreciação de 258 pontos base. Chega à conclusão que metas de inflação sobre estes resultados podem gerar perversos efeitos, pois um

³⁹ Segundo Moraes, Andrade e Silva (2004), os fundamentos macroeconômicos brasileiros são instáveis, há um elevado estoque de dívida pública, desequilíbrios na composição da dívida pública e alta dependência de capitais externos; condições que devem ser consideradas no modelo. Assim, propõe que o prêmio de risco seja gerado pela elevada dívida pública.

⁴⁰ Ver Sargent e Wallace (1981).

aumento na taxa de juros real em resposta a um aumento da inflação leva à depreciação real da moeda. Esta, por sua vez, gera um aumento na inflação.

Neste caso, uma política fiscal, e não uma política monetária, é o instrumento correto para reduzir a inflação.

Já Favero e Giavazzi (2005) apresentam um modelo empírico no qual a economia passa de um “equilíbrio bom” para um “equilíbrio ruim”, quando a relação dívida/PIB ultrapassa determinado patamar. Neste último equilíbrio ocorre um círculo vicioso em que um incremento na taxa de juros eleva os encargos da dívida pública que, por sua vez, aumenta a probabilidade de default. Este último aumento leva a uma depreciação, ao invés de uma apreciação cambial. Para reduzir a inflação decorrente da depreciação cambial, a autoridade monetária tem que elevar novamente a taxa de juros, criando um círculo vicioso na ação monetária.

Ferreira (2005) também analisa os determinantes do “default risk” no Brasil baseando-se na literatura que investiga os determinantes macroeconômicos de títulos denominados em dólares. Seus resultados revelam que fundamentos macroeconômicos, como o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos e o déficit público, ambos como proporção do PIB, além das importações como proporção das reservas externas, podem explicar boa parte da variação dos EMBI+ spreads.

Carvalho *et al.* (2006) aplicaram um modelo de pequena escala para a economia brasileira com especificação baseada em Svensson (2000). Os autores estimaram as equações para as expectativas de inflação e uma equação para a estrutura a termo da taxa de juros. Posteriormente, estimaram a curva IS e, em seguida, as equações que representam a curva de Phillips. Dentre estas estimativas, consideram a influência do prêmio de risco.

Tanto no caso do prêmio de risco endógeno ou não, estes e outros autores têm encontrado efeitos significativos para esta variável, seja ela sendo influenciada, por exemplo, pela razão dívida/PIB ou explicando variações em outras variáveis, como o câmbio.

Como visto, em economia, para atingir alguns objetivos, tem-se feito análise de relações entre diversas variáveis. Para isto, beneficia-se na maior parte da teoria de modelos de regressão. Em particular, o modelo de regressão linear múltipla é geralmente o mais utilizado. Este modelo, no entanto, não é considerado adequado

para casos em que a variável endógena é restrita ao intervalo unitário (0,1), pois pode ajustar valores para a variável de interesse que exceda o limite inferior ou superior desse intervalo (FERRARI; CRIBARI-NETO, 2004).

Uma alternativa para minimizar este problema, é transformar a variável dependente de tal forma que esta assuma valores em toda a reta e então, modelar a média da resposta transformada como um preditor linear baseado em um conjunto de variáveis explicativas. Como destaca Oliveira (2004), essa transformação apresenta algumas desvantagens, sendo uma delas o fato de que os parâmetros do modelo não podem ser facilmente interpretados em termos da resposta original.

Para ficar livre destes problemas, Ferrari e Cribari-Neto (2004) propuseram um modelo de regressão para os casos em que a variável endógena (y) é medida de forma contínua no intervalo unitário padrão, isto é, $0 < y < 1$, chamado Modelo de Regressão Beta. As aplicações práticas deste modelo a dados reais ainda são recentes. Ferrari e Cribari-Neto (2004) testam o modelo de regressão beta aos dados de gasolina de Prater e dados de despesas com alimentação. Oliveira (2004) também aplica este modelo de regressão beta para dois conjuntos de dados reais. A primeira aplicação refere-se a um estudo químico sobre oxidação de amônia e a segunda é da área de agricultura, um estudo sobre contaminação de amendoins⁴¹. O que mostra uma carência de aplicações econômicas, mesmo sem fundamentação teórica.

A partir disto, o interesse principal deste trabalho é analisar a relação “default risk” através do novo modelo de regressão beta; contribuindo, assim, com a literatura empírica ao discutir a relação funcional proposta e estimada em Blanchard (2005); especificamente, sob a estimativa da relação “Default Risk” que mostra a probabilidade de default como função do nível da dívida esperada.

Apesar de não ser referência líder sobre o tema e de ter algumas críticas a respeito dos seus resultados e estimações, a escolha deste trabalho deve-se em parte ao fato de que ao utilizar o modelo OLS e a probabilidade de default como

⁴¹ Oliveira (2004) apresenta algumas funções de ligação, a função escore e matriz de informação, testes de hipóteses, intervalos de confiança e algumas medidas de diagnóstico. Segundo o autor, sua contribuição está, primeiramente, na avaliação, via simulação, da qualidade das aproximações utilizadas nas inferências sobre os parâmetros em amostras finitas. Ele também avalia o viés do estimador de máxima verossimilhança, a proximidade de sua distribuição à distribuição normal de referência, a distorção do tamanho dos testes de razão de verossimilhanças, escore e Wald e a qualidade da aproximação das distribuições das estatísticas dos testes por uma distribuição qui-quadrado adequada.

variável endógena, o autor permite discutir a adequação deste modelo relativamente ao modelo de regressão beta, pois a restrição na resposta média de apresentar valores no intervalo (0;1), freqüentemente é inapropriada, ou mesmo impossível, para uma função de resposta linear.

Procura-se analisar também se as novas estimativas revelam uma relação mais forte ou mais fraca, fato que ocorre com os resultados de Blanchard quando o autor usa as diferentes *proxies*. O estudo também propõe novas covariadas para análise, onde busca observar os efeitos benéficos que a variável superávit primário pode oferecer frente a probabilidade de default e, conseqüentemente, ao prêmio de risco.

Para que tais objetivos fossem alcançados, o presente trabalho foi dividido nas seguintes seções, a saber: a seção 3.1 apresentou o problema da eficácia da política monetária em um contexto de dominância fiscal e do prêmio de risco no mecanismo de transmissão; na seção 3.2, que trata da metodologia do trabalho, é apresentado o modelo de regressão beta; na seção 3.3 foram mostrados e discutidos os resultados; e na última seção, considerações conclusivas foram abordadas.

3.1 A POLÍTICA MONETÁRIA E O RISCO DE DEFAULT: DEPENDÊNCIA DE CAPITAIS EXTERNOS

Uma proposição padrão dentro da macroeconomia aberta é a de que um aumento na taxa de juros real interna torna os títulos públicos domésticos mais atrativos, buscando capitais externos, levando a uma possível apreciação da sua moeda. No entanto, se um aumento na taxa de juros real também aumenta a probabilidade de default da dívida, o efeito sobre a moeda pode ser o contrário, ou seja, a depreciação. Para Blanchard (2005, p. 49): “[...] that outcome is more likely the higher the initial level of debt, the higher the proportion of foreign-currency-denominated debt, and the higher the price of risk.”

Metas de inflação sobre estes resultados podem gerar perversos efeitos, pois aumento na taxa de juros real em resposta a aumento da inflação leva à depreciação real da moeda. Esta, por sua vez, gera aumento na inflação. Neste caso, uma política fiscal é o instrumento correto para reduzir a inflação. Com isso, a formalização destas relações, ou seja, as interações entre a taxa de juros, taxa de câmbio e a probabilidade de default em uma economia com alto endividamento e aversão ao risco, tal como a economia brasileira em 2002 e 2003, tornam-se interessantes e importantes.

Os modelos padrão para uma economia aberta mostram que aumento na taxa de juros real leva à queda na inflação via dois canais: a) aumento na taxa de juros real reduz a demanda agregada, a produção e, em consequência, a inflação; e b) aumento da taxa de juros real leva à apreciação real, ao atrair capital estrangeiro. Essa apreciação, por sua vez, reduz a inflação.

Com base na experiência brasileira de 2002 e 2003, o sinal do segundo canal pode ser questionado, uma vez que, dependendo de certas condições fiscais, existe certa possibilidade de um aumento na taxa de juros real levar à depreciação real da moeda brasileira. Para investigar essa questão, Blanchard (2005) desenvolve um modelo simplificado⁴² cuja economia é caracterizada por duas equações em p e ε , para dados valores de política monetária e fiscal (r , r^* , D , X) e parâmetros (η , θ^* , μ , e λ):

$$C((1+r) - \varepsilon^{\eta-1}(1+r^*) - (1-\lambda)\theta^*p) + N(\varepsilon) = 0 \quad (3.1.1)$$

$$p = \psi \left(\left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1-p} \right) [\mu\varepsilon + (1-\mu)]D - X \right) \quad (3.1.2)$$

em que r é a taxa de juros real, r^* a taxa de juros real externa, D a dívida, X o superávit primário, p a probabilidade de default, N as exportações líquidas, ε a taxa de câmbio real, θ a média da aversão ao risco no mercado, θ^* a aversão ao risco dos investidores externos, μ a proporção da dívida em dólar ($\mu = D^{\$/D}$, em que $D = D^{\$} + D^{\text{R}}$), $\theta = \lambda\theta^*$, $\lambda \leq 1$.

⁴² Alguns passos do modelo simplificado não são apresentados no decorrer deste trabalho. Para uma análise mais completa ver Blanchard (2005) ou Blanchard (2004).

As equações (3.1.1) e (3.1.2) são chamadas de relações “capital flow” e “default risk”, respectivamente. A partir daí, tenta-se descobrir em quais condições um aumento na taxa de juros leva a uma depreciação ou apreciação da taxa de câmbio. Sinteticamente, Blanchard (2005) como também Favero e Giavazzi (2005) procuram mostrar que a economia brasileira pode ser levada para um regime de dominância fiscal. Se um choque aumenta o prêmio de risco ou as expectativas de inflação e o Banco Central mira as expectativas de inflação dentro do regime de metas de inflação, então ao aumentar a taxa de juros real acaba elevando os custos do serviço da dívida, que sob uma postura fiscal constante, leva a um aumento do nível da dívida. Este último aumento gera uma elevação do risco país que leva à desvalorização da moeda, com a saída de capitais. Esta depreciação também aumenta o nível da dívida. Como a depreciação da taxa de câmbio aumenta a inflação e as expectativas a seu respeito, então se espera mais um aumento na taxa de juros à frente. Este círculo vicioso descrito pelos autores supracitados é resumido pela Cardoso (2005), representado na Figura 3.1.1 abaixo.

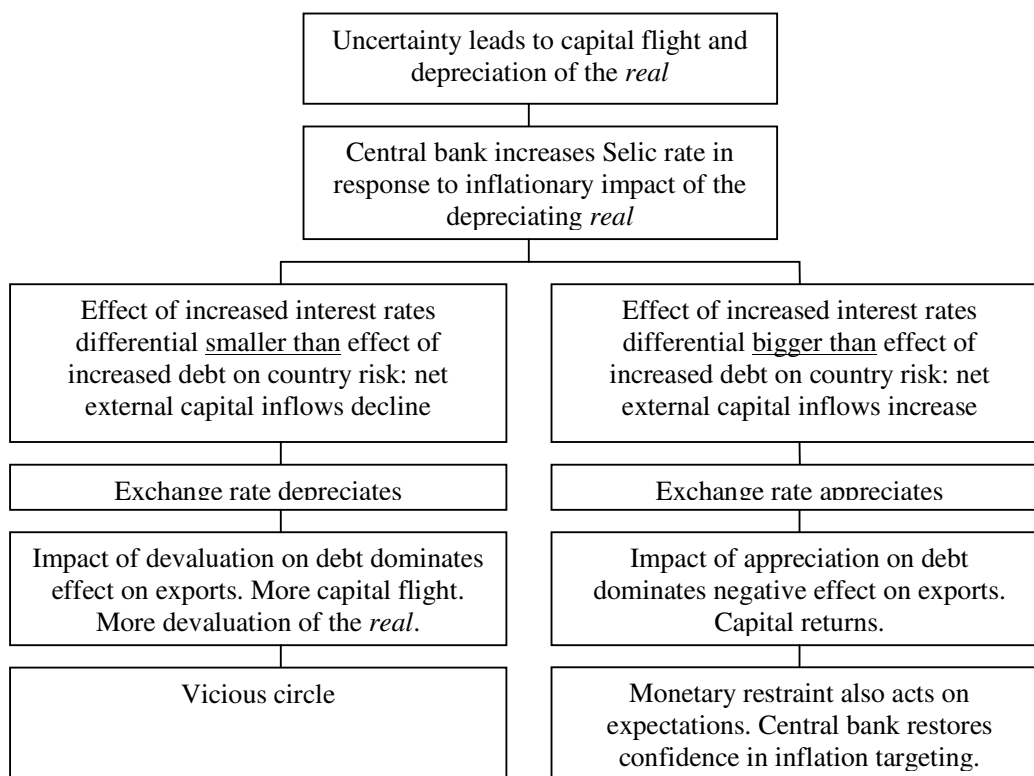


Figura 3.1.1 – dinâmica da taxa de câmbio e da taxa de juros

Fonte: Cardoso, 2005, p. 111.

O Brasil ficou perto desta armadilha em 2002. Mas, para Cardoso (2005, p.110): “[...] the reason for an increased probability of default in 2002 was not an increase in the real interest rates but political uncertainty, coupled with the tightening of liquidity that followed the Enron scandal in the United States.”

A relação “default risk” estimada por Blanchard mostra a probabilidade de default como função do nível de dívida esperado, e foi representada da seguinte forma:

$$p = \psi(ED') + u_p, \quad (3.1.3)$$

no entanto, o autor especifica e estima a seguinte relação linear:

$$p = \psi ED' + u_p. \quad (3.1.4)$$

A dívida do próximo período é dada pela equação:

$$D' = \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta * p}{1-p} \right) (D^s \varepsilon + D^R) - X, \quad (3.1.5)$$

que não precisa ser estimada e discutida anteriormente.

Na estimação da relação “default risk” foram consideradas três diferentes *proxies* para ED' : i) D , ou seja, o nível corrente da razão dívida líquida/PIB; ii) a média ponderada das expectativas da razão dívida/PIB um ano à frente (D' *forecast*); e iii) os valores observados da razão dívida/PIB seis meses à frente (D' *actual*), com alguns instrumentos.

Os resultados estimados pelo autor são sintetizados na Tabela 3.1.1. As linha 1 e 2 apresentam os resultados de uma regressão OLS usando primeiro a dívida corrente e depois a média ponderada das expectativas, confirmando a impressão visual de uma forte relação entre a dívida e a probabilidade de default.

Devido a evidência de alta correlação serial, o autor estima AR(1), linha 3 e 4 da Tabela 3.1.1. Percebe-se que a relação torna-se mais forte quando a dívida corrente é utilizada e mais fraca quando se usa as expectativas de mercado. Invertendo os papéis apresentados pelas regressões OLS.

Supondo problemas de viés de causalidade simultânea, as próximas seis linhas (5 a 10) mostram os resultados de estimações usando valor corrente e defasados da série Baa spread como instrumentos, ou seja, regressões de variáveis instrumentais.

Tabela 3.1.1 – Estimativa da relação “default risk”

Variável endógena: probabilidade de default		<i>D</i>	<i>D' forecast</i>	<i>D' actual</i>	<i>DW</i>	ρ	\bar{R}^2
1	OLS	0,15 (3,4)			0,23		0,15
2	OLS		0,18 (3,7)		0,41		0,21
3	AR(1)	0,42 (10,4)				0,99	0,89
4	AR(1)		0,02 (0,2)			0,86	0,75
5	IV	0,23 (3,4)			0,17		0,11
6	IV		0,23 (3,8)		0,41		0,18
7	IV			0,21 (3,1)	0,48		0,02
8	IV AR(1)	0,38 (3,4)				0,98	0,88
9	IV AR(1)		0,22 (0,8)			0,96	0,73
10	IV AR(1)			-0,28 (-1,4)		0,97	0,65

Fonte: Blanchard, 2005, p. 73.

Nota: Período de estimação: 1999:01 a 2004:01; instrumentos: Current and four lagged values of the Baa spread.

Blanchard (2005, p. 74) resume dizendo que

[...] the empirical evidence strongly supports the other central link in the theoretical model, the link from expected debt to the probability of default. This in turn implies that any factor that affects expected debt, from the interest rate to the exchange rate, to the initial level of debt, affects the probability.

Nas suas conclusões finais, o autor destaca que em condições fiscais erradas, isto é, quando a dívida, a proporção do endividamento denominada em moeda estrangeira e a aversão ao risco são altos, um aumento na taxa de juros é mais provável levar a uma depreciação do câmbio que a uma apreciação. Colocando, conseqüentemente, o regime de metas de inflação em uma situação indesejada.

A equação “default risk” escolhida para chegar às suas conclusões finais foi:

$$p = constante + 0,23ED' = constante + 0,23 \left[\left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^* p}{1-p} \right) [\mu\varepsilon + (1-\mu)]D - X \right]. \quad (3.1.6)$$

Um aumento na taxa de juros leva a um aumento na dívida esperada, e então a um aumento na probabilidade de default, que leva a uma depreciação cambial.

3.2 A REGRESSÃO BETA: APLICAÇÃO AO RISCO DE DEFAULT

Em muitas aplicações econométricas, principalmente em economia, o interesse é analisar relações entre diversas variáveis. Para isto, beneficia-se na maior parte da teoria de modelos de regressão. Em particular, o modelo de regressão linear múltipla é geralmente o mais utilizado. Esse modelo, no entanto, não é considerado adequado para casos em que a variável endógena é restrita ao intervalo unitário (0,1), pois pode ajustar valores para a variável de interesse que exceda o limite inferior ou superior desse intervalo (FERRARI; CRIBARI-NETO, 2004).

Uma alternativa para minimizar este problema é transformar a variável dependente de tal forma que ela assuma valores em toda a reta, e então modelar a média da resposta transformada como um preditor linear baseado em um conjunto de variáveis explicativas. Como destacam Ferrari e Cribari-Neto (2004) e Oliveira (2004), essa transformação apresenta algumas desvantagens, como o fato de que os parâmetros do modelo não podem ser facilmente interpretados em termos da resposta original.

Para ficar livre desses problemas, Ferrari e Cribari-Neto (2004) propuseram um modelo de regressão para os casos em que a variável endógena (y) é medida de forma contínua no intervalo unitário padrão, isto é, $0 < y < 1$, chamado Modelo de Regressão Beta.

Blanchard, ao utilizar o modelo OLS e a probabilidade de default como variável endógena, permite discutir a adequação deste modelo e do modelo de regressão beta para a variável resposta restrita ao intervalo unitário (0,1).

Dada a importância das suas conclusões e do fato de ser referência em estudos, o presente trabalho contribui para a literatura empírica ao aplicar esse novo modelo aos mesmos dados do autor.

A distribuição beta é muito flexível para modelar proporções, pois sua densidade pode assumir diferentes formas, dependendo dos valores dos dois parâmetros que indexam a distribuição. Johnson, Kotz e Balakrishnan (1995) relatam que a distribuição beta é muito versátil e uma variedade de incertezas pode ser modeladas por ela, e sua flexibilidade encoraja seu uso empírico nas

aplicações⁴³. A família de distribuições beta é composta de todas as distribuições com função densidade de probabilidade (f.d.p.) da forma:

$$f(y; p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} y^{p-1}(1-y)^{q-1}, \quad 0 < y < 1, \quad p > 0, \quad q > 0, \quad (3.2.1)$$

em que $\Gamma(p)$ é a função gama avaliada no ponto p , ou seja,

$$\Gamma(p) = \int_0^{\infty} y^{p-1} e^{-y} dy.$$

A f.d.p. supracitada é a forma padrão da distribuição beta com parâmetros p e q . Nota-se que a distribuição uniforme é um caso particular de (3.2.1) quando $p=q=1$. Essa distribuição é um modelo estatístico importante para variáveis aleatórias que têm seus valores restritos ao intervalo unitário.

A densidade da distribuição beta⁴⁴ já definida é indexada por dois parâmetros: p e q . No entanto, para análise de regressão é normal modelar a média da resposta em termos de outros parâmetros e variáveis explicativas, como também definir um modelo que contenha um parâmetro de precisão (ou dispersão).

Ferrari e Cribari-Neto (2004) sugeriram uma parametrização diferente da densidade beta para chegar a uma estrutura de regressão para a média da resposta, juntamente com um parâmetro de precisão.

Seja $\mu = \frac{p}{p+q}$ e $\phi = p+q$, isto é, $p = \mu\phi$ e $q = (1-\mu)\phi$. A partir destas

suposições, o valor esperado da variável aleatória de y e sua variância passam a ser:

$$E(y) = \mu \text{ e } Var(y) = \frac{V(\mu)}{1+\phi}, \quad (3.2.2)$$

em que $V(\mu) = \mu(1-\mu)$, de tal forma que μ é a média da variável y e ϕ pode ser interpretado como um parâmetro de precisão no sentido de que, para μ fixado, quanto maior o valor de ϕ , menor a variância de y . A densidade de y pode ser escrita, na nova parametrização, como:

⁴³ Algumas aplicações da distribuição beta são discutidas por Bury (1999) e por Johnson, Kotz e Balakrishnan (1995). Contudo, essas aplicações não envolvem situações em que o investigador necessita impor uma estrutura de regressão para a variável resposta.

⁴⁴ Maiores detalhes sobre a distribuição beta no que se refere a sua definição, propriedades, inferências sobre seus parâmetros e aplicações, ver Oliveira (2004), Bury (1999) e Johnson, Kotz e Balakrishnan (1995).

$$f(y; \mu, \phi) = \frac{\Gamma(\phi)}{\Gamma(\mu\phi)\Gamma((1-\mu)\phi)} y^{\mu\phi-1} (1-y)^{(1-\mu)\phi-1}, \quad 0 < y < 1, \quad 0 < \mu < 1, \quad \phi > 0. \quad (3.2.3)$$

A densidade beta pode apresentar diferentes formas, dependendo dos valores dos parâmetros (μ, ϕ) ⁴⁵. Em particular, pode ser simétrica quando $\mu = 1/2$, ou assimétrica, quando $\mu \neq 1/2$. Adicionalmente, a dispersão da distribuição, para μ fixado, decresce quando ϕ cresce.

Sejam y_1, y_2, \dots, y_n variáveis aleatórias independentes, em que cada $y_t, t = 1, \dots, n$ tem a densidade representada por (3.2.3), com média μ_t e parâmetro de precisão desconhecido ϕ . Sendo assim, o modelo de regressão beta é definido por (3.2.3) e pelo componente sistemático (3.2.4) a seguir:

$$g(\mu_t) = \sum_{i=1}^k x_{ti} \beta_i = \eta_t, \quad (3.2.4)$$

em que $\eta_t = x_t^T \beta$ é o preditor linear, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)^T$ um vetor de parâmetros desconhecidos a serem estimados ($\beta \in \mathfrak{R}^k$), $x_t^T = (x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk})$ representa os valores de k ($k < n$) variáveis explicativas, que são assumidas fixas e conhecidas e $g(\cdot)$ é uma função estritamente monótona e duplamente diferenciável que transforma valores do intervalo $(0; 1)$ em \mathfrak{R} , denominada função de ligação. Percebe-se que a variância de y_t é uma função de μ_t , como consequência de (3.2.4), dos valores das variáveis explicativas. Logo, variáveis respostas (y_t) de variâncias não constantes são naturalmente acomodadas no modelo.

Existem algumas possíveis escolhas para a função de ligação $g(\cdot)$, como: a especificação logito $g(\mu) = \log\{\mu/(1-\mu)\}$; a função probito $g(\mu) = \Phi^{-1}(\mu)$, em que $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada de uma variável aleatória normal padrão; a ligação complemento log-log $g(\mu) = \log\{-\log(1-\mu)\}$; a ligação log-log $g(\mu) = -\log\{-\log(\mu)\}$; dentre outras⁴⁶. Todas essas quatro funções de ligações são contínuas e estritamente crescentes em $(0, 1)$.

Substituindo a função de ligação logito em (3.2.4), obtém-se:

⁴⁵ Para alguns exemplos de densidades beta, com os correspondentes valores de (μ, ϕ) , consultar Ferrari e Cribari-Neto (2004, p. 5) e Oliveira (2004, p. 23).

⁴⁶ Uma comparação dessas funções de ligação e outras transformações podem ser obtidas em McCullagh e Nelder (1989) e Atkinson (1985).

$$g(\mu_t) = \log\left(\frac{\mu_t}{1-\mu_t}\right) = x_t^T \beta, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (3.2.5)$$

o modelo também pode ser escrito como:

$$\frac{\mu_t}{1-\mu_t} = \exp(x_t^T \beta), \quad (3.2.6)$$

ou ainda,

$$\mu_t = \exp(x_t^T \beta) / [1 + \exp(x_t^T \beta)]. \quad (3.2.7)$$

A equação (3.2.7) é a função inversa de $g(\mu_t)$. Aqui, os parâmetros de regressão têm importante interpretação. Supondo-se que o valor da i -ésima variável regressora é aumentado por c unidades e todas as outras variáveis independentes permanecem inalteradas. Seja $\bar{\mu}$ a média de y sob este novo valor das covariadas, já que μ denota a média de y sob o valor original das covariadas. Tem-se então que

$$\frac{\bar{\mu}}{1-\bar{\mu}} = \exp(x_{i1}\beta_1 + \dots + (x_{ii} + c)\beta_i + \dots + x_{ik}\beta_k). \text{ A partir daí, é fácil verificar que}$$

$$\exp(c\beta_i) = \frac{\bar{\mu}/(1-\bar{\mu})}{\mu/(1-\mu)}; \text{ em que } \exp\{c\beta_i\} \text{ é a razão de chances (odds ratio).}$$

O logaritmo natural da função de verossimilhança baseada em uma amostra de n observações independentes é

$$\ell(\beta, \phi) = \sum_{i=1}^n \ell_i(\mu_i, \phi), \quad (3.2.8)$$

em que :

$$\ell_i(\mu_i, \phi) = \log \Gamma(\phi) - \log \Gamma(\mu_i \phi) - \log \Gamma((1-\mu_i)\phi) + (\mu_i \phi - 1) \log y_i + \{(1-\mu_i)\phi - 1\} \log(1-y_i),$$

com $\mu_i = g^{-1}(\eta_i)$ definida em (3.2.4).

Seja $y_i^* = \log\left\{\frac{y_i}{(1-y_i)}\right\}$ e $\mu_i^* = \psi(\mu_i \phi) - \psi((1-\mu_i)\phi)$. A função escore, obtida

derivando o logaritmo da função de verossimilhança em relação aos parâmetros desconhecidos (FERRARI; CRIBARI-NETO, 2004, p. 15-16; OLIVEIRA, 2004, p. 26-28), é dado por $((U_\beta(\beta, \phi))^T, U_\phi(\beta, \phi))^T$, em que

$$U_\beta(\beta, \phi) = \phi X^T T(y^* - \mu^*), \quad (3.2.9)$$

X é uma matriz ($n \times k$) cuja t -ésima linha é x_t^\top , $T = \text{diag}\left\{\frac{1}{g'(\mu_1)}, \dots, \frac{1}{g'(\mu_n)}\right\}$,

$$y^* = (y_1^*, \dots, y_n^*)^\top, \mu^* = (\mu_1^*, \dots, \mu_n^*)^\top \text{ e}$$

$$U_\phi(\beta, \phi) = \sum_{i=1}^n \{\mu_i(y_i^* - \mu_i^*) + \log(1 - y_i) - \psi((1 - \mu_i)\phi) + \psi(\beta\phi)\}. \quad (3.2.10)$$

Agora o objetivo é obter a matriz de informação de Fisher para (β, ϕ) . Seja

$$W = \text{diag}\{w_1, \dots, w_n\}, \text{ em que } w_i = \phi \left\{ \psi'(\mu_i\phi) + \psi'((1 - \mu_i)\phi) \right\} \frac{1}{\{g'(\mu_i)\}^2}, \quad c = (c_1, \dots, c_n)^\top,$$

em que $c_i = \phi \left\{ \psi'(\mu_i\phi)\mu_i - \psi'((1 - \mu_i)\phi)(1 - \mu_i) \right\}$, $\psi'(\cdot)$ é função trigama. Seja, também,

$D = \text{diag}\{d_1, \dots, d_n\}$, em que $d_i = \psi'(\mu_i\phi)\mu_i^2 + \psi'((1 - \mu_i)\phi)(1 - \mu_i)^2 - \psi'(\phi)$. A partir daí, pode-se ver em Ferrari e Cribari-Neto (2004) e Oliveira (2004) que a matriz de informação de Fischer para (β, ϕ) é dada por:

$$K = K(\beta, \phi) = \begin{pmatrix} K_{\beta\beta} & K_{\beta\phi} \\ K_{\phi\beta} & K_{\phi\phi} \end{pmatrix}, \quad (3.2.11)$$

em que $K_{\beta\beta} = \phi X^\top W X$, $K_{\beta\phi} = K_{\phi\beta}^\top = X^\top T c$, e $K_{\phi\phi} = \text{tr}(D)$. Nota-se que os parâmetros β e ϕ não são ortogonais, em contraste ao que é verificado na classe de modelos lineares generalizados (MCCULLAGH; NELDER, 1989 *apud* FERRARI; CRIBARI-NETO, 2004).

Em condições gerais de regularidade, quando o tamanho da amostra é

grande, $\begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\phi} \end{pmatrix} \sim N_{k+1} \left(\begin{pmatrix} \beta \\ \phi \end{pmatrix}, K^{-1} \right)$, aproximadamente, em que $\hat{\beta}$ e $\hat{\phi}$ são os estimadores

de máxima verossimilhança de β e ϕ , respectivamente. Assim, é útil se obter uma expressão para K^{-1} que possa ser utilizada para obterem os erros-padrão assintóticos para as estimativas de máxima verossimilhança. Usando expressões padrões para inversas de matrizes subdivididas (RAO, 1973), obtém-se:

$$K^{-1} = K^{-1}(\beta, \phi) = \begin{pmatrix} K^{\beta\beta} & K^{\beta\phi} \\ K^{\phi\beta} & K^{\phi\phi} \end{pmatrix}, \quad (3.2.12)$$

em que $K^{\beta\beta} = \frac{1}{\phi} (X^\top W X)^{-1} \{ I_k + (X^\top T c c^\top T^\top X (X^\top W X)^{-1}) / \gamma \phi \}$,

com $\gamma = \text{tr}(D) - \phi^{-1} c^T T^T X (X^T W X)^{-1} X^T T c$, $K^{\beta\phi} = (K^{\phi\beta})^T = -\frac{1}{\gamma\phi} (X^T W X)^{-1} X^T T c$, e $K^{\phi\phi} = \gamma^{-1}$. Aqui I_k é matriz identidade de ordem k .

3.2.1 ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS

Os estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros β e ϕ são obtidos das equações $U_\beta(\beta, \phi) = 0$ e $U_\phi(\beta, \phi) = 0$, não apresentando uma solução analítica em forma fechada. Dessa forma, será necessário obterem os estimadores por meio de maximização numérica do logaritmo da função de verossimilhança, utilizando um processo iterativo, tal como o algoritmo de Newton-Raphson ou escore de Fisher. Outra opção é utilizar o algoritmo quasi-Newton, conhecido como método BFGS.

3.2.1.1 PROCESSO ITERATIVO DE NEWTON-RAPHSON

Seja $\theta = (\beta^T, \phi)^T$ o vetor de parâmetros e $U(\theta) = (U_\beta(\beta, \phi)^T, U_\phi(\beta, \phi))^T$ o vetor das funções escore de dimensão $(k + 1) \times 1$. O processo iterativo de Newton-Raphson para a obtenção da estimativa de máxima verossimilhança do vetor θ é definido expandindo-se a função escore $U(\theta)$ em torno de um valor inicial $\theta^{(0)}$, tal que $U(\theta) \cong U(\theta^{(0)}) + U'(\theta^{(0)})(\theta - \theta^{(0)})$, em que $U'(\theta^{(0)})$ denota a derivada de 1ª ordem de $U(\theta)$ com respeito a θ^T . Fazendo $U(\theta) = 0$ e repetindo o procedimento supracitado, chega-se ao seguinte processo iterativo:

$$\theta^{(m+1)} = \theta^{(m)} + \{-U'(\theta^{(m)})\}^{-1} U(\theta^{(m)}), \quad m = 0, 1, \dots \quad (3.2.1.1.1)$$

O mais trabalhoso desse esquema iterativo é a inversão da matriz $U'(\theta)$.

3.2.1.2 PROCESSO ITERATIVO DE ESCORE DE FISHER

A expressão (3.2.1.1.1) apresenta uma forma alternativa equivalente assintoticamente, pois, pela lei dos grandes números, $U'(\theta)$ converge para a matriz K definida em (3.2.11) quando $n \rightarrow \infty$. Com isso, ao substituir a informação observada em (3.2.1.1.1) pela esperada, obtém-se a seguinte aproximação:

$$\theta^{(m+1)} = \theta^{(m)} + \{-K^{(m)}\}^{-1} U(\theta^{(m)}), \quad m = 0, 1, \dots \quad (3.2.1.2.1)$$

Esse procedimento iterativo é denominado método escore de Fisher. Da mesma forma que o método de Newton-Raphson, o aspecto mais trabalhoso é a inversão da matriz K .

3.2.1.3 MÉTODO BFGS

O método BFGS, desenvolvido por Broyden, Fletcher, Goldfarb e Shanno (NOCEDAL; WRIGHT, 1999), utiliza o mesmo princípio do método de Newton-Raphson, diferenciando-se deste pelo fato de usar uma seqüência de matrizes simétricas e positivas definidas $B^{(m)}$ no lugar da matriz $U'(\theta^{(m)})^{-1}$. Comumente toma-se como matriz inicial, $B^{(0)}$, a matriz identidade de mesma ordem. A forma recursiva para se obterem as demais matrizes é dada por:

$$B^{(m+1)} = B^{(m)} - [B^{(m)}s^{(m)}(s^{(m)})^T B^{(m)}] / (s^{(m)})^T B^{(m)} s^{(m)} + [y^{(m)}(y^{(m)})^T] / (y^{(m)})^T s^{(m)}, \quad m = 0, 1, \dots$$

em que $s^{(m)} = \theta^{(m+1)} - \theta^{(m)}$ e $y^{(m)} = U(\theta^{(m+1)}) - U(\theta^{(m)})$. De forma análoga aos métodos anteriores, o máximo é obtido pela recorrência:

$$\theta^{(m+1)} = \theta^{(m)} - \alpha^{(m)} B^{(m)} U(\theta^{(m)}), \quad m = 0, 1, \dots \quad (3.2.1.3.1)$$

em que $\alpha^{(m)}$ é um escalar determinado por algum procedimento de busca linear a partir de $\theta^{(m)}$ na direção $-B^{(m)}U(\theta^{(m)})$, de forma que $f(y; \theta^{(m)})$ cresça nessa direção⁴⁷.

Os três procedimentos iterativos são sensíveis à estimativa inicial $\theta^{(0)}$. Ferrari e Cribrari-Neto (2004) sugerem utilizar como estimativa para o ponto inicial de β a estimativa de mínimos quadrados ordinários desse vetor de parâmetros, obtida de uma regressão linear da resposta transformada $g(y_1), \dots, g(y_n)$ em X , isto é, $(X^T X)^{-1} X^T z$, em que $z = g(y_1), \dots, g(y_n)$. Em relação ao parâmetro de precisão, eles sugerem um valor inicial para ϕ baseado no fato de que $Var(y_i) = \frac{\mu_i(1-\mu_i)}{(1+\phi)}$. De

forma alternativa, pode-se escrever $\phi = \frac{\mu_i(1-\mu_i)}{Var(y_i)} - 1$. Nota-se que:

$$Var\{g(y_i)\} \approx Var\{g(y_i) + (y_i - \mu_i)g'(\mu_i)\} = Var(y_i)\{g'(\mu_i)\}^2,$$

⁴⁷ Esse método está implementado na linguagem de programação Ox por meio da função MaxBFGS. Maiores detalhes ver Nocedal e Wright (1999) e Doornik (2001).

isto é, $Var(y_t) \approx Var\{g(y_t)\} \{g'(\mu_t)\}^{-2}$. Portanto, o valor inicial sugerido é:

$$\phi^{(0)} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{\check{\mu}_t (1 - \check{\mu}_t)}{\check{\sigma}_t^2} - 1, \text{ em que } \check{\mu}_t \text{ é obtido aplicando } g^{-1}(\cdot) \text{ para o } t\text{-ésimo valor}$$

ajustado da regressão linear de $g(y_1), \dots, g(y_n)$ em X , isto é, $\check{\mu}_t = g^{-1}(x_t^T (X^T X)^{-1} X^T z)$ e

$$\check{\sigma}_t^2 = \check{e}^T \check{e} / \left[(n-k) \left\{ g'(\check{\mu}_t) \right\}^2 \right].$$

Aqui, $\check{e} = z - X(X^T X)^{-1} X^T z$ é o vetor de resíduos de mínimos quadrados ordinários de uma regressão linear com a variável resposta transformada.

3.2.2 TÉCNICAS DE DIAGNÓSTICO

Uma etapa importante na análise de um ajuste de regressão é a verificação de possíveis afastamentos das suposições feitas para o modelo, especialmente para a parte aleatória (y_t) e pelo componente sistemático (η_t), bem como a existência de observações extremas com alguma interferência desproporcional nos resultados do ajuste.

Este passo é conhecido como análise de diagnóstico, e iniciou-se com a análise de resíduos para detectar a presença de pontos extremos e avaliar a adequação da distribuição proposta para a variável resposta (OLIVERIA, 2004; COX; SNELL, 1968).

Inicialmente, serão apresentadas três medidas globais de qualidade do ajuste do modelo e ferramentas gráficas para a detecção de desvios do modelo postulado e observações influentes. Posteriormente, serão apresentados como medidas de análise de influência a alavanca generalizada proposta por Wei, Hu e Fung (1998) e a distância de Cook (COOK, 1977).

Uma medida global da qualidade do ajuste pode ser obtida pro meio do cálculo do “pseudo” R^2 (R_p^2) definido como o quadrado do coeficiente de correlação amostral entre $g(y)$ e $\hat{\eta}$. Como $0 < R_p^2 < 1$, isso implica que o ajuste será melhor quanto mais próximo de 1 for o seu valor.

Mittlböck e Schemper (1996) revisaram algumas medidas da qualidade do ajuste em modelos de regressão logísticos, das quais duas são utilizadas neste

estudo. A primeira, ainda baseada no pseudo R^2 , é o quadrado do coeficiente de correlação amostral entre y e $\hat{\mu}\left(g^{-1}\left(\hat{\eta}\right)\right)$, denominada aqui por R_*^2 . Essa medida apresenta resultados satisfatórios nos estudos realizados por Mittlböck e Schemper (1996). A segunda é referida numa razão de verossimilhanças, sendo definida como:

$$R_{LR}^2 = 1 - \left(\frac{L_0}{\hat{L}} \right)^{\frac{2}{n}}, \quad (3.2.2.1)$$

em que L_0 e \hat{L} denotam, respectivamente, as verossimilhanças maximizadas no modelo nulo (sem covariáveis) e no modelo em pesquisa.

3.2.2.1 RESÍDUO COMPONENTE DO DESVIO

Ferrari e Cribari-Neto (2004) propõem uma medida global de qualidade do ajuste, com base no fato de que a discrepância de um ajuste pode ser medida como duas vezes a diferença entre o máximo do logaritmo da verossimilhança do modelo saturado e o do modelo em pesquisa (modelo postulado). Medida originalmente proposta por Nelder e Wedderburn (1972) no contexto dos modelos lineares generalizados. Seja

$$D(y; \mu, \phi) = \sum_{i=1}^n 2 \left\{ \ell_i(\tilde{\mu}_i, \phi) - \ell_i(\mu_i, \phi) \right\}, \quad (3.2.2.1.1)$$

em que $\tilde{\mu}_i$ é solução de $\frac{\partial \ell_i}{\partial \mu_i} = 0$, isto é, $\phi(y_i^* - \mu_i^*) = 0$. Quando ϕ é grande,

$\mu_i^* \approx \log \left\{ \frac{\mu_i}{(1 - \mu_i)} \right\}$, e então segue que $\tilde{\mu}_i \approx y_i$. Para ϕ conhecido, pode-se definir

uma medida de discrepância como $D(y; \bar{\mu}, \phi)$, em que $\bar{\mu}$ é o estimador de máxima verossimilhança de μ do modelo pesquisado. Quando ϕ é desconhecido, uma

aproximação para essa quantidade é $D(y; \hat{\mu}, \hat{\phi})$, denominada usualmente de desvio

do modelo em pesquisa. Nota-se que $D(y; \hat{\mu}, \hat{\phi}) = \sum_{i=1}^n (r_i^d)^2$, em que

$r_i^d = \text{sign}\left(y_i - \hat{\mu}_i\right) \left\{ 2 \left(\ell_i(\tilde{\mu}_i, \hat{\phi}) - \ell_i(\hat{\mu}_i, \hat{\phi}) \right) \right\}^{\frac{1}{2}}$. Verifica-se também que a t -ésima

observação contribui com a quantidade $(r_i^d)^2$ para o desvio e uma observação com um valor absoluto grande de r_i^d pode ser vista como discrepante.

O resíduo ordinário padronizado é definido como:

$$r_i = \frac{y_i - \hat{\mu}_i}{\sqrt{\hat{Var}(y_i)}}$$

em que $\hat{\mu}_i = g^{-1}(x_i^T \hat{\beta})$ e $\hat{Var}(y_i) = \frac{\{\hat{\mu}_i(1 - \hat{\mu}_i)\}}{(1 + \hat{\phi})}$. Um gráfico desses resíduos contra

a ordem das observações (t) não deveria mostrar nenhuma tendência. Através desse gráfico é possível verificar se existem pontos suspeitos de serem aberrantes.

Outro gráfico importante é o de r_i contra $\hat{\eta}$, que é utilizado para verificar se a função de ligação está mal especificada caso esse gráfico apresente alguma tendência.

3.2.2.2 GRÁFICOS DE PROBABILIDADE MEIO-NORMAL COM ENVELOPES

Como a distribuição dos resíduos não é conhecida, gráficos de probabilidade meio-normal com envelopes simulados são ferramentas de diagnóstico muito úteis (ATKINSON, 1985; NETER *et al.*, 1996). A idéia é acrescentar ao gráfico meio-normal usual um envelope simulado que pode ser usado para decidir se as respostas observadas são consistentes com o modelo ajustado. Apresenta-se a seguir os passos para a construção do gráfico meio-normal com envelope simulado:

1) ajustar o modelo e gerar uma amostra simulada de n observações independentes, utilizando o modelo ajustado como se ele fosse o modelo verdadeiro;

2) ajustar o modelo para a amostra gerada e calcular os valores absolutos ordenados da medida do diagnóstico de interesse;

3) repetir os passos 1 e 2 k vezes;

4) considerar os n grupos de k estatísticas de ordem; para cada grupo, calcular suas respectivas médias, e seus valores mínimos e máximos; e

5) construir o gráfico desses valores e da medida de diagnóstico ordenada da amostra original contra os escores meio-normais $\Phi^{-1}((t+n-1/8)/(2n+1/2))$, em que $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão.

Os valores mínimos e máximos das k estatísticas de ordem produzem o envelope. A sugestão de Atkinson (1985) é usar $k = 19$. Desse modo, a probabilidade do maior resíduo de um envelope particular exceder o limite superior fica sendo aproximadamente igual a $1/20 = 0,05$. As correspondentes observações dos resíduos absolutos que se encontram fora dos limites fornecidos pelo envelope simulado merecem uma pesquisa adicional. Tendências não aleatórias dos resíduos dentro do envelope gerado podem indicar especificação incorreta da distribuição dos dados, da parte sistemática do modelo ou da função de ligação.

3.2.2.3 LEVERAGE GENERALIZADO

Leverage é um componente-chave na análise de influência em modelos de regressão. Usualmente, é medido pelos elementos h_{ij} da matriz H , que é conhecida como matriz de projeção ou “matriz chapéu” (CHATTERJEE; HADI, 1986; COOK; WEISBERG, 1982), e é usado para avaliar a importância individual de cada observação no próprio valor ajustado. Na regressão linear múltipla, por exemplo, é muito razoável utilizar h_{ij} como uma medida da influência da i -ésima observação sobre o próprio valor ajustado. Supondo que todos os pontos exerçam a mesma influência sobre os valores ajustados, pode-se esperar que h_{ij} esteja próximo de $tr(H)/n = k/n$. Uma sugestão é examinar aqueles pontos em que $h_{ij} \geq 2k/n$, que são conhecidos como pontos de alavanca ou de *leverage* grandes. Recentemente, Wei, Hu e Fung (1998) generalizaram a definição de pontos de alavanca para modelos bastante gerais, cuja variável resposta seja contínua. Nessa generalização incluem-se outros métodos de estimação além de máxima verossimilhança e outros enfoques, como o Bayesiano.

O *leverage* generalizado proposto por Wei, Hu e Fung (1998) é definido como:

$$GL(\tilde{\theta}) = \frac{\partial \tilde{y}}{\partial y^T} = \left(\frac{\partial \tilde{y}}{\partial y_u} \right)_{n \times n}, \quad (3.2.2.3.1)$$

em que θ é um vetor s -dimensional tal que $E(y) = \mu(\theta)$ e $\tilde{\theta}$ é um estimador de θ , com $\tilde{y} = \mu(\tilde{\theta})$. Por esta definição pode-se observar que o *leverage* generalizado para a t -ésima observação é a razão instantânea de mudança do t -ésimo valor predito em relação ao u -ésimo valor da resposta. Assim, essa medida de influência das observações é definida a partir do modelo ajustado. Wei, Hu e Fung (1998) afirmam que observações com $\partial \tilde{y}_t / \partial y_t = GL_{tt}$ grandes são pontos de alavanca. Os autores também notaram que o *leverage* generalizado $GL(\tilde{\theta})$ é invariante sob reparametrizações, isto é, se $\theta = \theta(\delta)$ é uma transformação um a um e $\tilde{\delta} = \theta^{-1}(\tilde{\theta})$, então $GL(\tilde{\delta}) = GL(\tilde{\theta})$.

Seja $\hat{\theta}$ o estimador de máxima verossimilhança de θ , considerando que exista e seja único, e assumindo-se que o logaritmo da função de verossimilhança tem derivadas contínuas de segunda ordem com respeito a θ e a y . Wei, Hu e Fung (1998) mostram que o *leverage* generalizado é dado por:

$$GL(\theta) = D_0 \left(-\frac{\partial^2 \ell}{\partial \theta \partial \theta^T} \right)^{-1} \frac{\partial^2 \ell}{\partial \theta \partial y^T}, \quad (3.2.2.3.2)$$

avaliado em $\hat{\theta}$, em que $D_0 = \partial \mu / \partial \theta^T$.

Apresenta-se a seguir o cálculo do *leverage* generalizado no modelo de regressão beta em dois enfoques: i) supondo-se que o parâmetro de precisão ϕ é conhecido; e ii) ϕ desconhecido.

Considerando ϕ conhecido, Ferrari e Cribari-Neto (2004) obtiveram uma expressão de forma fechada para $GL(\beta)$ no modelo de regressão beta proposto anteriormente. O *leverage* generalizado fica dado por:

$$GL(\beta) = D_\beta \left(-\frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta \partial \beta^T} \right)^{-1} \frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta \partial y^T}, \quad (3.2.2.3.3)$$

em que

$$D_\beta = \frac{\partial \mu}{\partial \beta^T} = \frac{\partial \mu}{\partial \eta^T} \frac{\partial \eta}{\partial \beta^T} = TX, \quad (3.2.2.3.4)$$

$$\begin{aligned}
e - \frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta_i \partial \beta_j} &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{\partial^2 \ell_i(\mu_i, \phi)}{\partial \mu_i^2} \frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i} + \frac{\partial \ell_i(\mu_i, \phi)}{\partial \mu_i} \frac{\partial}{\partial \mu_i} \left(\frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i} \right) \right\} \frac{\partial \mu_i}{\partial \eta_i} x_{ii} x_{ij} = \\
&= \phi \sum_{i=1}^n \left\{ \phi \psi'(\mu_i \phi) + \psi'((1 - \mu_i) \phi) \right\} + (y_i^* - \mu_i^*) \frac{g''(\mu_i)}{g'(\mu_i)} \left\{ \frac{x_{ii} x_{ij}}{\{g'(\mu_i)\}^2} \right\}, \quad (3.2.2.3.5)
\end{aligned}$$

que, em forma matricial, é dado por:

$$-\frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta \partial \beta^T} = \phi X^T Q X, \quad (3.2.2.3.6)$$

Em que $Q = \text{diag}\{q_1, \dots, q_n\}$ com

$$q_t = \left\{ \phi \psi'(\mu_t \phi) + \psi'((1 - \mu_t) \phi) \right\} + (y_t^* - \mu_t^*) \frac{g''(\mu_t)}{g'(\mu_t)} \left\{ \frac{1}{\{g'(\mu_t)\}^2} \right\}, \quad t = 1, \dots, n.$$

Adicionalmente, tem-se que:

$$\frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta_i \partial y_j} = \phi \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{y_i(1 - y_i)} \frac{1}{g'(\mu_i)} x_{ii} \right), \quad (3.2.2.3.7)$$

que, em forma matricial, fica:

$$\frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta \partial y^T} = \phi X^T T M, \quad (3.2.2.3.8)$$

em que $M = \text{diag}\{m_1, \dots, m_n\}$ com $m_t = 1/\{y_t(1 - y_t)\}$, $t = 1, \dots, n$. Finalmente, (3.2.2.3.3)

pode ser escrito como:

$$GL(\beta) = T X (X^T Q X)^{-1} X^T T M. \quad (3.2.2.3.9)$$

Ferrari e Cribari-Neto (2004) notaram que ao substituir a informação observada, $-\partial^2 \ell / \partial \beta \partial \beta^T$, pela esperada, $E(-\partial^2 \ell / \partial \beta \partial \beta^T)$, a expressão para $GL(\beta)$ fica semelhante a (3.2.2.3.9), mas com a matriz Q substituída por W sendo dada por $GL^*(\beta)$. Pode-se notar que os elementos da diagonal de $GL^*(\beta)$ são os mesmos de $M^{1/2} T X (X^T W X)^{-1} X^T T M^{1/2}$,

e que $M^{1/2} T$ é uma matriz diagonal cujo t -ésimo elemento diagonal é dado por $\{g'(\mu_t) V(\mu_t)^{1/2}\}^{-1}$. Outro fato importante a considerar é notar que existe uma conexão estreita entre os elementos da diagonal de $GL^*(\beta)$ e aqueles da “matriz chapéu”

usual de modelos lineares generalizados,

$$H = W^{1/2} X (X^T W X)^{-1} X^T W^{1/2} \quad (3.2.2.3.11)$$

quando ϕ é grande. A relação origina-se do fato de que quando o parâmetro de precisão é grande, o t -ésimo elemento da diagonal de $W^{1/2}$ é aproximadamente igual a $\{g'(\mu_t)V(\mu_t)^{1/2}\}^{-1}$.

Agora, considerando ϕ desconhecido, tem-se que $\theta^T = (\beta^T, \phi)$. Segue, então, que,

$$D_0 = \begin{bmatrix} \frac{\partial \mu}{\partial \beta^T} & \frac{\partial \mu}{\partial \phi} \end{bmatrix} = [TX \quad 0], \quad (3.2.2.3.12)$$

em que 0 é um vetor n -dimensional de zeros. A quantidade $-\partial^2 \ell / \partial \theta \theta^T$ é dada por (3.2.11) com W substituído por Q e c por f , em que $f = (f_1, \dots, f_n)^T$ com $f_t = \{c_t - (y_t^* - \mu_t^*)\}$, $t = 1, \dots, n$. Assim, a inversa de $-\partial^2 \ell / \partial \theta \theta^T$ será dada por (3.2.12) com W e c substituídos por Q e f , respectivamente. Adicionalmente,

$$\frac{\partial^2 \ell}{\partial \theta \theta^T} = \begin{pmatrix} \phi X^T T M \\ b^T \end{pmatrix}, \quad (3.2.2.3.13)$$

em que $b = (b_1, \dots, b_n)^T$ com $b_t = -(y_t - \mu_t) / \{y_t(1 - y_t)\}$, $t = 1, \dots, n$. Finalmente, o *leverage* generalizado é dado por:

$$GL(\beta, \phi) = GL(\beta) + \frac{1}{\gamma \phi} TX (X^T Q X)^{-1} X^T T f (f^T T X (X^T Q X)^{-1} X^T T M - b^T), \quad (3.2.2.3.14)$$

em que $GL(\beta)$ é dado em (3.2.2.3.9). Quando ϕ é grande, $GL(\beta, \phi) \approx GL(\beta)$.

3.2.2.4 INFLUÊNCIA

Outro tópico importante na análise de diagnóstico é a detecção de observações influentes, isto é, pontos que exercem um peso desproporcional nas estimativas dos parâmetros do modelo. Uma medida de influência de cada observação nas estimativas dos parâmetros de regressão é a distância de Cook (COOK, 1977) dada por:

$$k^{-1} \left(\hat{\beta} - \hat{\beta}_{(t)} \right)' X' W X \left(\hat{\beta} - \hat{\beta}_{(t)} \right), \quad (3.2.2.4.1)$$

em que $\hat{\beta}_{(t)}$ é a estimativa do parâmetro sem a t -ésima observação. Essa quantidade mede a distância quadrática entre $\hat{\beta}$ e $\hat{\beta}_{(t)}$. Para evitar ajustar o modelo $n+1$ vezes, utiliza-se a aproximação usual para a distância de Cook dada por:

$$C_t = \frac{h_{it} r_t^2}{k(1-h_{it})^2}, \quad (3.2.2.4.2)$$

que combina alavanca (*leverage*) e resíduos. Portanto, C_t será grande quando o t -ésimo ponto fornecer r_t grande ou quando h_{it} for próximo de um. Uma prática comum é construir um gráfico de C_t contra a ordem das observações (t) para detectar pontos suspeitos de serem influentes.

3.3 RELAÇÃO “DEFAULT RISK”: UMA ESTIMATIVA USANDO O MODELO DE REGRESSÃO BETA

Todos os cálculos computacionais para a regressão beta foram realizados usando a linguagem de programação matricial Ox (DOORNIK, 2001). A estimação foi feita empregando o algoritmo quasi-Newton BFGS, e a escolha dos valores iniciais para os parâmetros desconhecidos segue a sugestão de Ferrari e Cribari-Neto (2004), que foi descrita anteriormente. O programa utilizado para a análise dos dados aqui estudados foi obtido em Oliveira (2004).

Para se obter a série temporal da probabilidade de default (p) de Blanchard (2005), a estimativa foi realizada a partir dos dados e do programa disponibilizado pelo autor no seu site⁴⁸.

Em duas das estimações do modelo de regressão beta aqui propostas, são usados esses dados disponibilizados por Blanchard, quando contrário, comenta-se a fonte. As seqüências dos passos, bem como a equação estimada para se obter a probabilidade de default, serão aqui omitidas⁴⁹, reservando espaço para a discussão da relação estudada.

As estimações a seguir acompanham uma concepção diferente da aplicada em Blanchard (2005), ao analisar a relação “default risk” a partir do modelo de

⁴⁸ Os dados e o programa usado em Blanchard (2005) estão disponíveis no seu site econ-www.mit.edu/faculty/index.htm?prof_id=blanchard.

⁴⁹ A equação que propõe separar a probabilidade de default e a aversão ao risco dos investidores estrangeiros pode ser facilmente entendida em Blanchard (2005).

regressão beta. Como comentado, a justificativa para tal aplicação apóia-se no argumento de Ferrari e Cribari-Neto (2004) de que este novo modelo é mais apropriado para casos em que a variável endógena é restrita ao intervalo unitário (0,1), como é o caso da probabilidade de default.

Aproveita-se também para analisar se as novas estimativas mostram uma relação mais forte ou mais fraca, fato que ocorre com os resultados do autor quando utiliza as diferentes *proxies*. Para isso, assume-se que a variável resposta p_t (probabilidade de default) tem uma distribuição beta com média μ_t e considera-se o modelo em que g representa a função de ligação logito, o que pode ser apresentado da seguinte forma:

$$g(\mu_t) = \alpha_0 + \alpha_1 ED' \quad (3.3.1)$$

A estimação do modelo de regressão beta, para fins de comparação, utiliza o mesmo período estudado em Blanchard (2005). Após as estimações usando as mesmas covariadas deste autor, o presente trabalho estima a relação sugerindo duas novas *proxies* para ED' , que inclui como covariadas as variáveis do superávit primário/PIB e a razão da dívida líquida do setor público/PIB, em um caso, e as expectativas de mercado para estas duas variáveis, no segundo caso. Estas variáveis foram obtidas no Banco Central do Brasil. Para as expectativas, faz o mesmo cálculo de ponderação sugerido em Blanchard (2005, p. 72).

Esta sugestão baseia-se na equação (3.1.2), em que se observa que a variável superávit primário faz parte do modelo. A equação estimada e selecionada por Blanchard para elaborar suas simulações leva a um coeficiente de 0,23 para o superávit primário/PIB, que possui uma relação negativa com a probabilidade de default. Parece interessante analisar separadamente os efeitos, confirmando se o sinal esperado mantém-se e se a relação é significativa ou até mesmo mais forte, o que indicaria que um compromisso com a geração de superávit primário/PIB adequados pode reduzir a probabilidade de default e, conseqüentemente, o prêmio de risco.

Inicialmente, a modelagem da probabilidade de default pelas covariáveis segue as duas primeiras *proxies*: i) D , ou seja, o nível corrente da razão dívida líquida/PIB; e ii) a média ponderada das expectativas da razão dívida líquida/PIB um

ano à frente (*D' forecast*). Os resultados das estimativas de máxima verossimilhança para o modelo de regressão beta estão sintetizados na Tabela 3.3.1.

Verifica-se na primeira relação pelo p-valor da variável explicativa “dívida/PIB” que esta é estatisticamente importante para explicar a variável resposta “probabilidade de default” a um nível de significância de 1%. O mesmo sendo válido para a variável explicativa da segunda relação estimada. Nota-se ainda a existência de uma relação positiva entre a resposta média e a covariada nas duas relações, sendo a segunda mais forte.

O pseudo R_p^2 da primeira regressão beta vale 0,10, enquanto as medidas R_*^2 e R_{LR}^2 são 0,18 e 0,10, respectivamente. Essas três medidas de qualidade do ajuste não indicam bom ajustamento do modelo, mas ficam próximas do ajuste de algumas estimações de Blanchard. A relação “default risk” torna-se mais forte e com um ajustamento melhor quando a segunda *proxie* é utilizada.

Tabela 3.3.1 – Estimativa da relação “default risk”

Variável endógena: probabilidade de default				
	1ª) relação	2ª) relação	3ª) relação	4ª) relação
Constante	-4.1535*** (0.4525)	-4.5497*** (0.4711)	-4.7670*** (0.4313)	-5.1828*** (0.4398)
<i>D</i>	2.4040*** (0.8527)		4.6075*** (0.9011)	
<i>S</i>			-16.0339*** (3.0376)	
<i>D previsto</i>		3.0879*** (0.8822)		6.5332*** (1.1264)
<i>S previsto</i>				-34.0037*** (9.3768)
ϕ	302.4408 (54.9270)	310.5627 (62.9374)	412.4396 (74.8463)	408.5851 (83.6004)
R_p^2	0.0992	0.2002	0.3307	0.4064
R_*^2	0.1780	0.2412	0.4161	0.4212
R_{LR}^2	0.1038	0.1932	0.3410	0.3977

Obs.: Período da estimação: 1999:01-2004:01; *** significativas a 1%; e () erro padrão.

Já a terceira e a quarta relação apresentadas mostram os resultados das estimativas da relação “default risk” incluindo como covariadas a dívida/PIB e o superávit primário/PIB, e depois suas expectativas de mercado ponderadas. Verifica-se em ambas as relações estimadas pelo respectivo p-valor que as variáveis

também são estatisticamente importantes para explicar a variável resposta “probabilidade de default” a um nível de significância de 1%. Além das relações tornarem-se mais fortes, elas apresentam melhores medidas de qualidade de ajuste.

Outro fato interessante é que, além dos resultados mostrarem sinais compatíveis com a teoria para os parâmetros das variáveis explicativas, as estimativas indicam uma relação forte entre o superávit primário/PIB e a probabilidade de default. Essas evidências mostram que um compromisso com esta variável gera uma redução na probabilidade de default e, conseqüentemente, no prêmio de risco.

A equação (3.2.7) é a função inversa de $g(\mu_i)$, nesta os parâmetros de regressão têm importante interpretação quando o valor da i -ésima variável regressora é aumentado em c unidades e todas as outras variáveis independentes permanecem inalteradas.

Na seção 3.2 verifica-se que $\exp(c\beta_i) = \frac{\bar{\mu}/(1-\bar{\mu})}{\mu/(1-\mu)}$: em que $\exp\{c\beta_i\}$ é a razão de chances (*odds ratio*).

Dessa forma, na terceira relação estimada, por exemplo, nota-se que $\exp(0,01 \times \hat{\alpha}_1) = \exp(0,0461) \cong 1,05$, isso significa que a chance da probabilidade de default aumenta em 5% para cada 0,01 adicional na razão dívida/PIB, mantendo constante o superávit primário/PIB.

O contrário ocorre para a variável explicativa “superávit primário/PIB”. Neste caso, $\exp(0,01 \times \hat{\alpha}_2) = \exp(-0,1603) \cong 0,85$, a chance reduz em 15%, mantendo inalterada a dívida/PIB. Ou seja, um aumento do valor da razão superávit primário/PIB corresponde a um aumento da probabilidade média de não ocorrer default.

O resultado para a última covariada é mais forte quando se analisa a quarta relação, que leva em consideração as expectativas futuras para a dívida/PIB e o superávit primário/PIB, 7 e 29%, respectivamente, para os casos anteriores.

Ao comparar uma razão superávit/PIB de 0% e 5%, assim $c = 5$ pontos percentuais, a razão de chances é estimada por $\exp(0,05 \times -16,0339) = 0,45$,

indicando que a chance de probabilidade de default com maior superávit reduz em 55% corresponde a um aumento da probabilidade média de não ocorrer default.

Pode-se analisar ainda a resposta média por meio da “função de resposta logito” transformada (3.2.7).

Sendo assim, a resposta média ajustada na terceira relação para uma razão dívida/PIB = 0,51 e superávit/PIB = 0,04 é de 0,045. Para um aumento apenas de 0,01 na razão dívida/PIB, por exemplo, a resposta média aumenta para 0,047, ou seja, 5% aproximadamente. Se supuser agora este mesmo aumento apenas para o superávit/PIB, a resposta média ajustada para a probabilidade reduz para 0,038, ou seja, queda de aproximadamente 14%.

Alguns gráficos de diagnóstico são apresentados nas Figuras a seguir. Estas figuras incluem:

- a) o gráfico dos resíduos padronizados contra os índices das observações;
- b) o gráfico dos resíduos componentes do desvio *versus* os índices das observações;
- c) o gráfico meio-normal dos resíduos componentes dos desvios com um envelope simulado;
- d) o gráfico dos resíduos padronizados *versus* preditor linear;
- e) o gráfico dos C_t contra t ; e
- f) o gráfico dos elementos da diagonal de $GL\left(\hat{\beta}, \hat{\phi}\right)$ contra $\hat{\mu}$.

Mantendo a interpretação da terceira relação, uma inspeção na Figura 3.3.3 revela que o maior resíduo tanto padronizado quanto o componente do desvio, em valor absoluto, corresponde à observação 61.

Nota-se no gráfico (c) que quase todos os pontos encontram-se dentro do envelope simulado.

Em (d), verifica-se que os pontos não apresentam nenhuma tendência.

Já em relação à distância de Cook, tem-se que C_{45} e C_{43} são as que mostraram maior valor, destaque para a primeira. Portanto, a distância de Cook indica que as observações 45 e 43 são as mais influentes. Observações que se referem aos meses de setembro e julho de 2002, respectivamente.

Por fim, o gráfico de alavanca generalizada (f) mostra que as observações 1, 2 estão fora do padrão, e a observação 1 apresenta a maior alavanca generalizada.

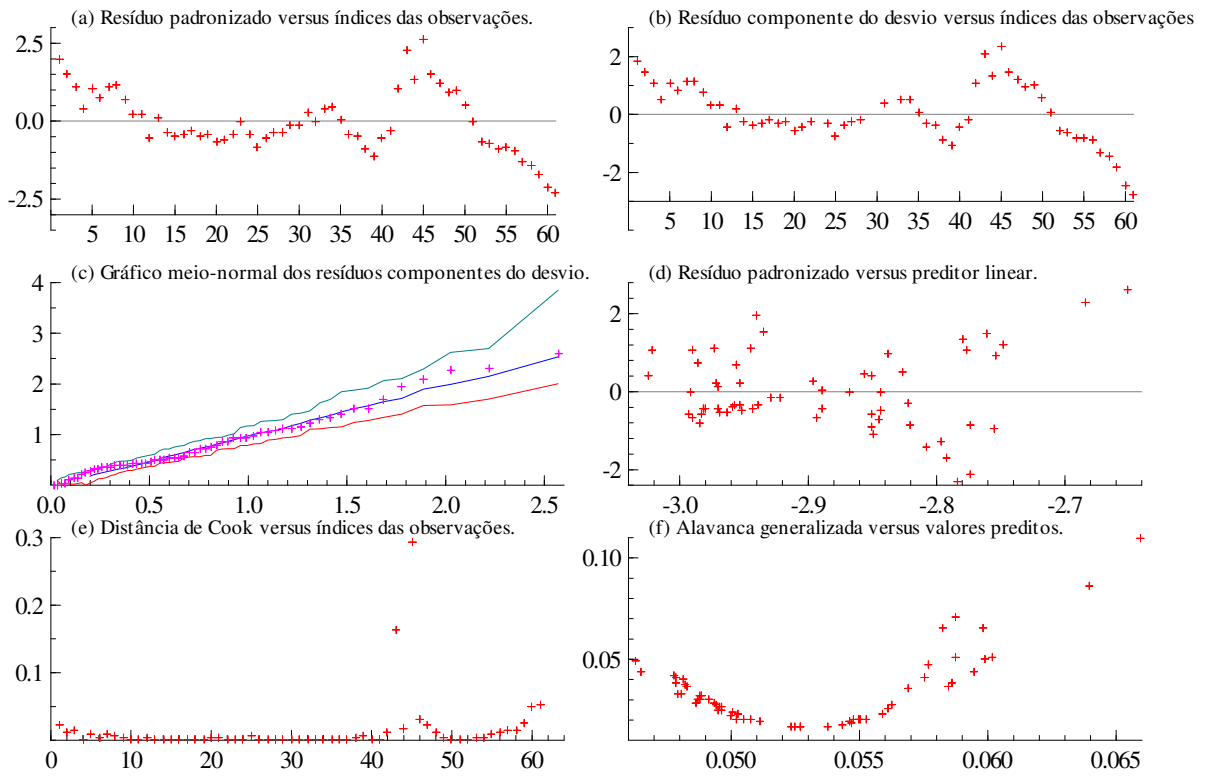


Figura 3.3.1 – Gráficos de diagnóstico da primeira relação estimada (1ª)

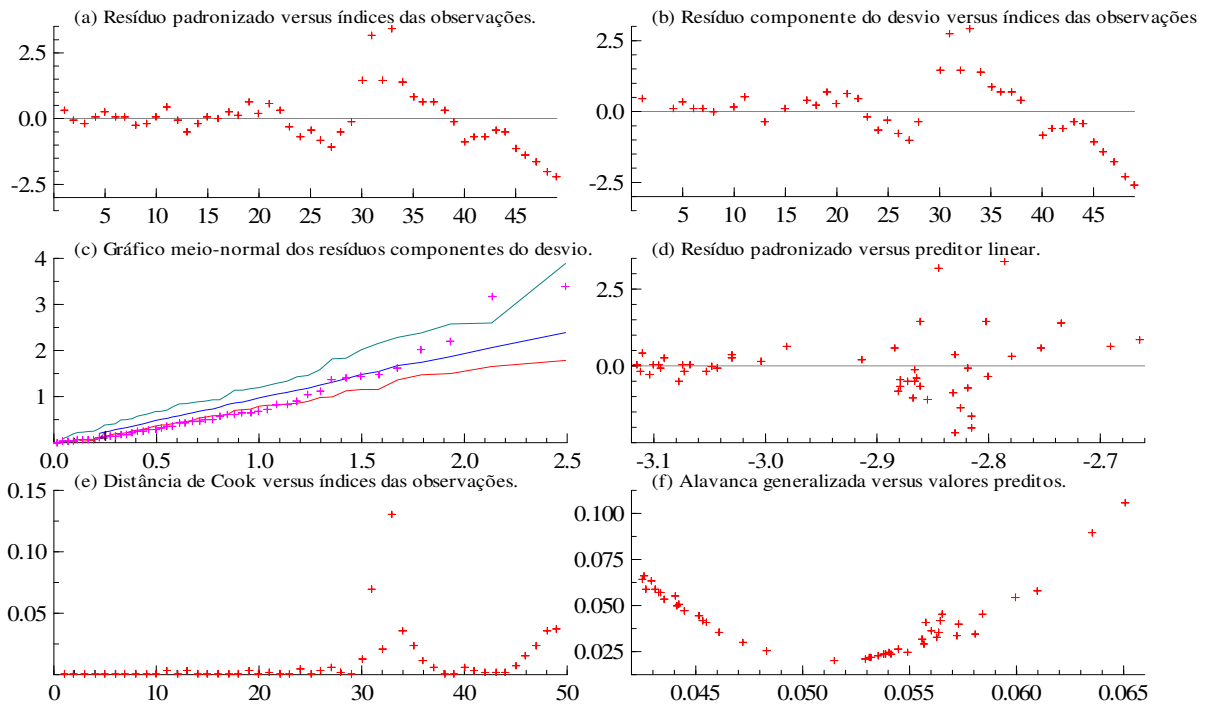


Figura 3.3.2 – Gráficos de diagnóstico da segunda relação estimada (2ª)

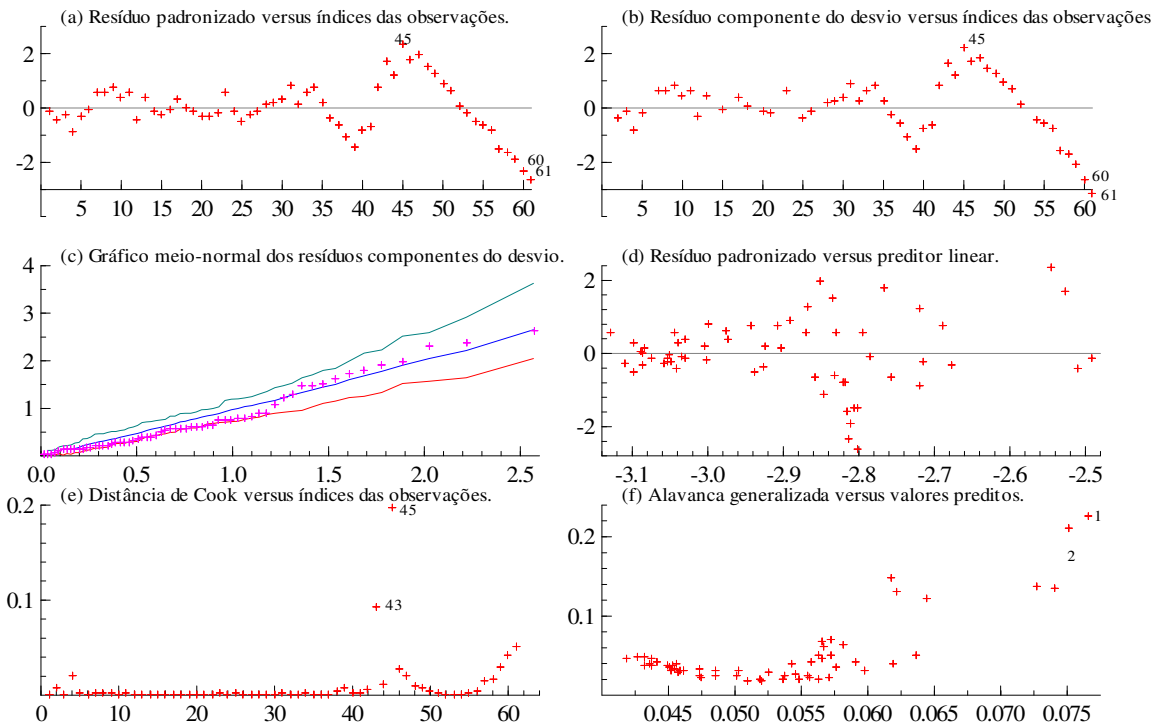


Figura 3.3.3 – Gráficos de diagnóstico da terceira relação estimada (3ª)

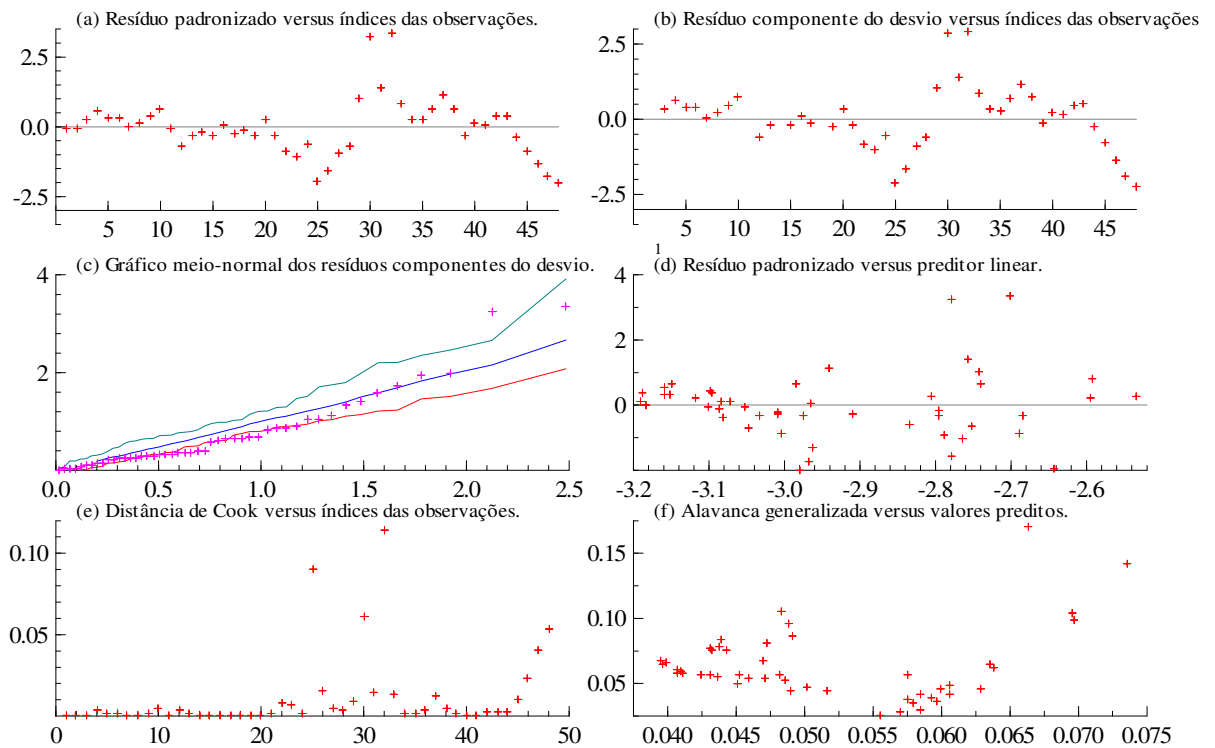


Figura 3.3.4 – Gráficos de diagnóstico da quarta relação estimada (4ª)

3.4 CONCLUSÕES

O presente ensaio buscou analisar a relação risco default sob a ótica das estimativas do novo modelo de regressão beta, bem como estimar os efeitos que os superávits primários podem trazer sobre o prêmio de risco e, conseqüentemente, sobre o câmbio.

Do ponto de vista da relação *default risk*, ancorada no modelo de Blanchard (2004; 2005), as estimativas baseadas no modelo de regressão beta para as quatro relações propostas apresentaram sinais estatisticamente significativos e compatíveis com a teoria econômica.

O fato interessante nos resultados referente ao período do regime *inflation targeting* é que as estimativas indicaram uma forte relação indireta entre o superávit primário/PIB e a probabilidade de default. Estas evidências mostram que um compromisso maior com o superávit primário pode reduzir a probabilidade de default levando, conseqüentemente, a um prêmio de risco menor. Este prêmio inferior, por sua vez, pode gerar uma valorização cambial o que reduziria a inflação via efeito *pass-through*.

Após a eleição presidencial e o anuncio de uma política fiscal mais forte com metas maiores de superávits primários, a economia iniciou um processo de melhora do risco país e de apreciação cambial, ambos influenciados também pela maior liquidez no mercado internacional. Este fato vai de encontro com os resultados ao imaginar que o superávit primário ajudou a economia a se encontrar posteriormente em um ambiente mais favorável.

Cabe destacar que futuras pesquisas podem continuar explorando esta relação risco default, ao analisar formas alternativas de se obter uma *proxy* para probabilidade de default. Pode-se estudar os efeitos finais que uma política fiscal (superávit primário) pode gerar sobre o câmbio e a inflação, objetos de interesse maior.

4 DINÂMICA DA TAXA SELIC–META

Desde os fins dos anos 40, o monetarismo de Milton Friedman já propunha uma regra para a conduta da política monetária, estabelecendo uma meta para a taxa de crescimento de um agregado monetário denominado moeda. Tal taxa deveria ser sempre constante e igualar a taxa de crescimento do produto real estimada. Sua crítica e proposta orientaram-se contra a conduta discricionária, uma vez que, as regras imporiam disciplina ao governo, dando maior credibilidade e eficiência aos instrumentos utilizados.

Historicamente, entretanto, a advocação de regras baseadas nos agregados monetários se mostraram inoperantes em função das mudanças institucionais e das inovações financeiras que tornaram as velocidades de circulação dos agregados imprevisíveis. Embora, decorrente da contribuição seminal de Milton Friedman, segundo Barro (2007), a importância do papel da autoridade monetária tenha centrado no controle inflacionário.

Consequentemente, a simplicidade da regra de Friedman foi substituída por importantes inovações metodológicas e empíricas que alavancaram o debate regras *versus* discricção em política monetária como um importante campo de pesquisa nos anos 1980 e 1990.

Paralela a uma discussão teórica, ocorreu outra onde o colapso das regras monetárias baseadas em âncoras nominais, como o regime da taxa de câmbio fixo, ou mesmo *crawling peg*, nos anos 1990, fizeram com que o regime *inflation targeting* se tornasse amplamente aceito, tanto pelos macroeconomistas teóricos quanto pelos formuladores de política monetária. Regime esse que foi formalmente adotado pela Nova Zelândia em 1989/1990 e atualmente tem sido seguido em mais de 20 países, incluindo-se os Estados Unidos não-oficialmente, ver Mankiw (2006).

Também, no Brasil, o atual objetivo de contenção da inflação, via regime de metas de inflação, foi originado em 1999 após o abandono da âncora cambial.

Na presença deste regime, uma tendência cada vez mais dominante da política monetária de vários países tem sido a adoção de regras *à la Taylor* (1993), proposta como um guia útil para política monetária, além de proporcionar maior transparência e credibilidade.

No começo da utilização do regime, grande parte dos estudos focaram economias desenvolvidas, por exemplo, a regra de política monetária proposta em Taylor (1993) para a economia dos Estados Unidos, conhecida atualmente como “Regra de Taylor”. Posteriormente, procurou-se mostrar que esta regra, ou uma modificação dela, poderia funcionar adequadamente em outras economias desenvolvidas, como também em economias em processo de desenvolvimento. Parafraseando Taylor (2000), a resposta seria afirmativa. Logo:

[...] muchas de las ventajas que las reglas de política representan para las economías desarrolladas también se aplican a las economías emergentes. En particular, para aquellas economías emergentes que no han elegido una política de fijación “permanente” del tipo de cambio (quizás a través de un consejo monetario o una moneda común (dolarización)), la única opción firme de política monetaria sería la basada en la trinidad de un tipo de cambio flexible, una meta de inflación y una regla de política monetaria.

O autor ainda definiu o que entende por regra de política monetária, ou seja, uma regra de política monetária seria simplesmente um “contingency plan” que especificaria, o mais claro possível, as circunstâncias nas quais os bancos centrais deveriam modificar os “instrumentos” de política monetária.

Grande parte das pesquisas recentes sobre regras de política têm dado ênfase na taxa nominal de juros de curto prazo como principal instrumento, enquanto outros, em menor escala, já foram, ou ainda, seriam sugeridos e analisados como, por exemplo, a base monetária ou outro agregado monetário, produto nominal, entre outros. Caberia destacar que Taylor (1979) iniciou seus estudos sobre regras de política usando como instrumento a oferta monetária. McCallum (1988) também enfatizou as vantagens das regras de política que utilizariam como instrumento um agregado monetário. No entanto, estes possíveis instrumentos foram perdendo espaço para a taxa de juros.

No caso de aplicações empíricas para o Brasil, Carneiro e Wu (2004) destacaram que a Regra de Taylor têm tido um surpreendente poder explicativo para períodos com políticas monetárias bem diversas; e este poder cresce quando se introduz inércia via alguma hipótese de suavização.

As decisões do Comitê de Política Monetária (COPOM) sobre a taxa de juros SELIC têm sido acompanhadas por diversas instituições e analistas financeiros, agentes econômicos, acadêmicos, políticos, entre outros, com o intuito de entender e prever possíveis movimentos na taxa de juros.

A evolução da taxa de juros no Brasil tem apresentado momentos distintos no decorrer de alguns anos. Algumas das decisões da autoridade monetária, de alta gradual, têm sido implementadas para acomodar o ritmo de expansão da demanda agregada e pela resistência da inflação à queda, tendo-se em vista a necessidade de se assegurar a convergência da inflação para as metas estipuladas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Estas decisões de política monetária envolvendo escolhas discretas tem sido muito comuns na prática. Em muitos casos, trata-se de uma escolha entre apenas duas alternativas possíveis como, por exemplo, o COPOM deveria ou não aumentar a taxa de juros SELIC-meta? Em outros casos, a decisão envolveria alternativas múltiplas como: o COPOM deveria aumentar, reduzir ou manter inalterada a taxa de juros SELIC-meta?

Analisar os determinantes do processo de escolha entre um número finito de alternativas, a fim de tentar prever o movimento a ser feito pelo COPOM, sob certas condições, tem refletido no nervosismo que alguns agentes econômicos têm demonstrado nas vésperas das suas reuniões que decidem a taxa SELIC-meta.

Dada a relevância do tema, muitos estudos têm buscado evidências empíricas que indiquem qual deveria ser o comportamento da taxa de juros. Alguns têm buscado uma função de reação para a autoridade monetária onde, nos modelos, a variável dependente seria contínua. Entretanto, alguns autores, como Hu e Phillips (2004), têm procurado um enfoque discreto para a dinâmica da taxa de juros. Os autores propuseram uma abordagem de escolha discreta não-estacionária para o comportamento empírico do Federal Reserve quanto às mudanças na “Federal Funds Target Rate”. Método também possível de aplicação em outras economias, (HU; PHILLIPS, 2004, p. 851): “The method we propose is equally well suited for analyzing monetary policy implementation by other central banks and it can also be applied to other forms of market intervention such as exchange rate intervention.”.

Sendo assim, o presente trabalho analisou a dinâmica da taxa de juros SELIC-meta a partir de uma abordagem discreta. O objetivo foi investigar se o hiato do produto e os desvios da taxa de inflação em relação à sua meta seriam fatores que determinariam a antecipação dos movimentos na taxa de juros básica da economia brasileira. Neste caso, a variável dependente diria respeito a alteração ou não, bem como a direção do movimento da taxa SELIC-meta, inferindo-se sobre a probabilidade de alteração, dadas as variáveis explicativas consideradas.

Além destes aspectos, considerou-se nas estimativas a questão do superávit primário/PIB influenciar o comportamento do Comitê, e a influência do desvio de inflação, substituindo a inflação pela sua expectativa 12 meses à frente. Também buscou-se analisar a probabilidade de inversão de sentido das taxas de juros dado o tempo decorrido (em dias) entre cada alteração das taxas de juros.

Para tal, o ensaio foi organizado na seguinte estrutura: a presente introdução; na seção 4.1 foram discutidas as regras na política monetária com ênfase para o comportamento do COPOM no período de março de 1999 à agosto de 2006; na seção 4.2 foram apresentadas a metodologia do Probit Binomial e Probit Multinomial, bem como o tratamento dos dados; na seção 4.3 foram apresentados e discutidos os resultados; e, finalmente, considerações conclusivas foram organizadas na seção 4.4.

4.1 AS REGRAS NA POLÍTICA MONETÁRIA

A proposição de uma regra de conduta da política monetária remontaria, segundo Barro (2007), às contribuições seminais de Milton Friedman, já em fins dos anos quarenta.

Dentre as regras propostas e implementadas, a destacável têm sido a *regra de Taylor*, proposta em Taylor (1993) e que pode ser especificada como:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0.5(\pi_t - \pi^*) + 0.5(y_t) \quad (4.1.1)$$

em que:

i = a taxa de juros nominal de curto prazo (taxas dos Federal Funds americanos);

π = a taxa de inflação medida pelo deflator do PIB;

π^* = a meta de inflação;

r^* = a taxa real de juros de equilíbrio; e

h = o desvio do produto real em relação ao produto potencial.

Um fato interessante da regra, que a diferencia das atuais funções de reação, seria que a mesma não teria os parâmetros estimados econometricamente. Foi assumido pelo autor pesos às covariadas, hiato do produto e desvio da inflação em relação à meta, ambos em 0.5. Além disto, o autor assumiu um valor de 2% tanto para a meta de inflação quanto para a taxa de juros de equilíbrio.

Uma crítica a este tipo de enfoque seria que as autoridades monetárias não deveriam usar as regras de forma mecânica. Mas, a literatura não tem destacado tal fato, ou seja, não apresentaria propostas que enfatizariam que tal comportamento mecânico deveria ser seguido pelas autoridades monetárias que optassem por uma regra de política. No entanto, as regras de política, como apresentada na equação (4.1.1), não deixariam de ser uma equação matemática. Mas, isto não implicaria que se deveria usá-la mecanicamente. Pelo contrário, a maior parte das propostas sobre regras de política monetária, sugerem que as regras deveriam ser utilizadas como guias de política, inclusive para países emergentes.

A Regra de Taylor seria um exemplo (TAYLOR, 2000, p. 502): “[...] yo propuse esta regla a inicios de los años noventa como una guía para la toma de decisiones sobre la tasa de interés.”.

Outro fato interessante seria que a aplicação prática da regra requeria certa discricionariedade limitada uma vez que, em certas ocasiões, exigiria a necessidade de modificação do instrumento de política monetária, devido a algum fator não incluído na regra.

A partir da *regra de Taylor*, diversos outros estudos procuraram analisar se esta regra, ou uma modificação dela, poderia ser um guia útil em outras economias desenvolvidas e emergentes. Assim, outras funções de reação foram sugeridas e

estimadas, muitas delas inserindo outras variáveis na *regra de Taylor* original e estimando econometricamente seus parâmetros.

Clarida, Galí e Gertler (2000) propuseram a seguinte regra⁵⁰:

$$r_t^* = \alpha + \beta [E(\pi_{t,k} | \Omega_t) - \pi^*] + \gamma E(x_{t,k} | \Omega_t) \quad (4.1.2)$$

em que:

r^* = a taxa de juros nominal meta determinada pelo banco central;

π = a taxa de inflação;

π^* = a meta de inflação;

x = o hiato do produto;

E = o operador de expectativas condicional; e

Ω = o conjunto de informação disponível em t .

Os autores destacaram que devido a existência de suavização nas taxas de juros, poderia ser difícil encontrar r^* . Mas, a taxa de juros nominal efetiva poderia ser trabalhada como:

$$i_t = (1 - \rho)r_t^* + \rho i_{t-1} + v_t, \quad (4.1.3)$$

em que:

$\rho \in [0, 1]$ = o grau de suavização da taxa de juros;

v os choque externos com média zero; e

r^* = taxa de juros nominal meta, determinada pela equação (4.1.2).

McCallum (2000), diferente de outros autores, sugeriu um instrumento alternativo e representou uma regra monetária da seguinte forma:

$$\Delta b_t = \Delta x^* - \Delta v_t^a + 0.5(\Delta x^* - \Delta x_{t-1}) \quad (4.1.4)$$

em que:

Δb = a variação da base monetária em logaritmo;

⁵⁰ A equação (4.1.2) seguiu a apresentação da mesma pelos autores Salgado, Garcia e Medeiros (2005), pois acredita-se que esta ficou mais fácil para o leitor entender do que a própria apresentação de Clarida, Galí e Gertler (2000).

Δx^* = a meta do crescimento do PIB nominal;

Δv = a taxa de crescimento médio da velocidade da base monetária (últimos 16 trimestres); e $(\Delta x^* - \Delta x_{t-1})$ = refletiria as variações de longo prazo na demanda por base monetária.

Outras regras também foram investigadas e comparadas (MCCALLUM, 2000, p. 7).

Salgado, Garcia e Medeiros (2005) propuseram a seguinte função de reação:

$$i_t = \alpha + \beta i_{t-1} + \delta \pi_t + \kappa \tilde{y}_t + \theta \Delta R_t \quad (4.1.5)$$

A função de reação (4.1.5) apenas incluiria a variação percentual nas reservas internacionais, além das tradicionais, como covariada na função de reação. Os autores procuraram estimar esta função de reação para o Banco Central do Brasil durante o Plano Real (08/1994 a 12/2000), modelada via um modelo TAR (Limiar Auto-regressivo) para captar as mudanças de regime na determinação da taxa nominal de juros. Segundo os autores, o desempenho do modelo não-linear foi significativamente melhor do que o de uma *regra de Taylor* ajustada às taxas de juros brasileiras.

Carneiro e Wu (2004), entre seus objetivos, procuraram analisar o condicionamento dos juros internos às necessidades de financiamento externo o que implicaria na subordinação da taxa de juros a alguma variável que captasse as pressões de choques externos sobre o Balanço de Pagamentos, e que se manifestassem diante de ameaças externas em direção a uma fuga de capitais. Os autores estimaram dois modelos, também para o período do Plano Real (1994:04 a 2000:02), cujo primeiro, representado pela equação (4.1.6), seria uma *regra de Taylor* tradicional com “suavização”. Segunda a regra, a taxa de juros nominal reagiria a choques de oferta, tais como surpresas na taxa de inflação e desvio do nível de atividade de seu potencial.

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda[\gamma_1(\pi_t - \pi_t^e) + \gamma_2 h_{t-1} + \gamma_3] + \varepsilon_t \quad (4.1.6)$$

$$\varepsilon_t = v_t + \theta_1 v_{t-1} + \theta_2 v_{t-2}; \text{ com } v_t \sim N(0, \sigma)^{51}$$

em que:

i = a taxa de juros SELIC efetiva no trimestre;

π = a taxa de inflação medida pelo IPCA acumulada no trimestre;

π^e = a taxa de inflação esperada;

h = o hiato do PIB trimestral; e

ε = choque.

Já o segundo modelo, estimado pela ampliação da equação (4.1.6), apenas acrescentaria o nível das reservas internacionais como variável explicativa. Nota-se forte semelhança com a função de reação proposta em Salgado, Garcia e Medeiros (2005), representada na equação (4.1.5).

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda[\gamma_1(\pi_t - \pi_t^e) + \gamma_2 h_{t-1} + \gamma_3 r_t + \gamma_4] + \varepsilon_t \quad (4.1.7)$$

Na equação (4.1.7) “ r ” seria a média trimestral do estoque de reservas internacionais mensal, conceito de liquidez internacional, final de período.

Os trabalhos supracitados estiveram centrados na análise da taxa de juros como uma variável dependente contínua, onde a função de reação do Banco Central, ou a regra de política monetária, partiria do pressuposto de que a taxa de juros seria contínua.

No entanto, alguns autores têm procurado um enfoque alternativo para a dinâmica da taxa de juros, como é o caso de Hu e Phillips (2004). Estes autores propõem uma abordagem de escolha discreta não-estacionária para modelar o comportamento empírico do Federal Reserve quanto a mudanças na “Federal Funds Target Rate”. Segundo Hu e Phillips (2004, p. 851), método também possível de aplicação em outras economias.

Os autores chamam a atenção de que muitos modelos macroeconômicos especificam a taxa de juros “ótima” em uma forma contínua, e exemplificam citando

⁵¹ Segundo os autores, caso a autocorrelação não fosse considerada, os coeficientes estimados continuariam não viesados, mas alguns se tornariam insignificantes.

a “regra de Taylor” (TAYLOR, 1993, 1998, 2001; SOLOW; TAYLOR; FRIEDMAN, 1998; FAIR, 2001), quando na prática, naturalmente, a taxa seria ajustada na forma discreta.

Segundo Hu e Phillips (2004, p. 852) ao se estimar um modelo cuja variável dependente (taxa de juros ótima) fosse tratada de forma contínua,

[...] it is generally assumed that the announced target rate equals the actual optimal rate. But this can be misleading because the process of determining the optimal interest rate r^* is mixed in with the discrete intervention process of adjusting the federal funds rate.

Desta forma, os autores sugeriram o seguinte modelo para as decisões do Federal Open Market Committee (FOMC) sobre a taxa básica:

$$r_t^* = \beta' x_t - \varepsilon_t \quad (4.1.8)$$

$$y_t^* = r_t^* - r_{t-1} \quad (4.1.9)$$

em que:

r^* = a verdadeira mas não observável taxa meta ótima;

x = um vetor de variáveis explicativas exógenas que poderiam ser I(0), I(d) ou I(1) ou uma combinação destes; e

r = a taxa básica.

Como as variáveis r^* e y^* não seriam observadas, os autores utilizaram uma especificação “triple-choice” para o modelo de escolha discreta em que $y_t = -1$ implicaria queda na taxa meta, $y_t = 0$ denotaria estabilidade e $y_t = 1$ significaria um aumento.

Outros autores utilizam uma abordagem discreta, como é o caso de Dueker (1999), que sugeriu um modelo Probit para a estimação da dinâmica das variações na taxa de juros de referência dos Federal Funds, e Hamilton e Jorda (2002) que, também, utilizaram uma abordagem Probit modelando a taxa básica.

No Brasil, o comportamento do COPOM tem sido um importante condicionamento do comportamento dos mercados futuro e físico de capitais e a antecipação dos resultados de suas reuniões tem demandado importante esforço e uma multiplicidade de instrumentos econométricos alternativos para tal antecipação.

O Comitê de Política Monetária (COPOM) se consitui no órgão decisório da política monetária do Banco Central do Brasil e o responsável pela determinação da meta para a taxa de juros SELIC. Desde 1996, o seu regulamento sofreu inúmeras alterações no que se refere ao seu objetivo, à periodicidade das reuniões, à sua composição, e às atribuições e competências de seus integrantes; visando não apenas aperfeiçoar o processo decisório no âmbito do Comitê, como também refletir as mudanças de regime monetário⁵².

Tem sido notado um comportamento gradualista na dinâmica das taxas de juros SELIC-meta. Tal fato já foi destacado na literatura, pois seria sustentado pela evidência de que as variações nas taxas de juros oficiais dos principais bancos centrais se traduziriam, em sua maioria, em movimentos de pequena amplitude e com inversões de sentido pouco freqüentes⁵³.

A Figura 4.1.1 sintetiza o comportamento da taxa de juros SELIC-meta para o período de 05 de março de 1999 à 31 de agosto de 2006.

Uma análise da Figura permitiria uma síntese dos principais resultados, conforme a Tabela 4.1.1 permitira analisar.

A Tabela 4.1.1 mostraria que o COPOM durante o período 05/03/1999 a 31/08/2006 realizou 58 movimentos na taxa SELIC - meta, dos quais 19 foram proporcionando elevação e 39 baixas, dentro de um total de 89 reuniões, inclusive uma extraordinária. Isto significa que em 65% das reuniões o Comitê decidiu alterar a taxa de juros SELIC-meta. Observa-se ainda que a amplitude dos movimentos se concentram em 100 e 50 pontos base, em termos absoluto. Dentre as amplitudes dos movimentos notar-se-ia que as de baixas superariam em número as das altas.

⁵² Maiores detalhes em www.bc.gov.br.

⁵³ Ver Martins (2003, p. 64) para o caso da taxa de juros de referência dos Fed Funds, taxa Repo do Banco da Inglaterra, entre outras.

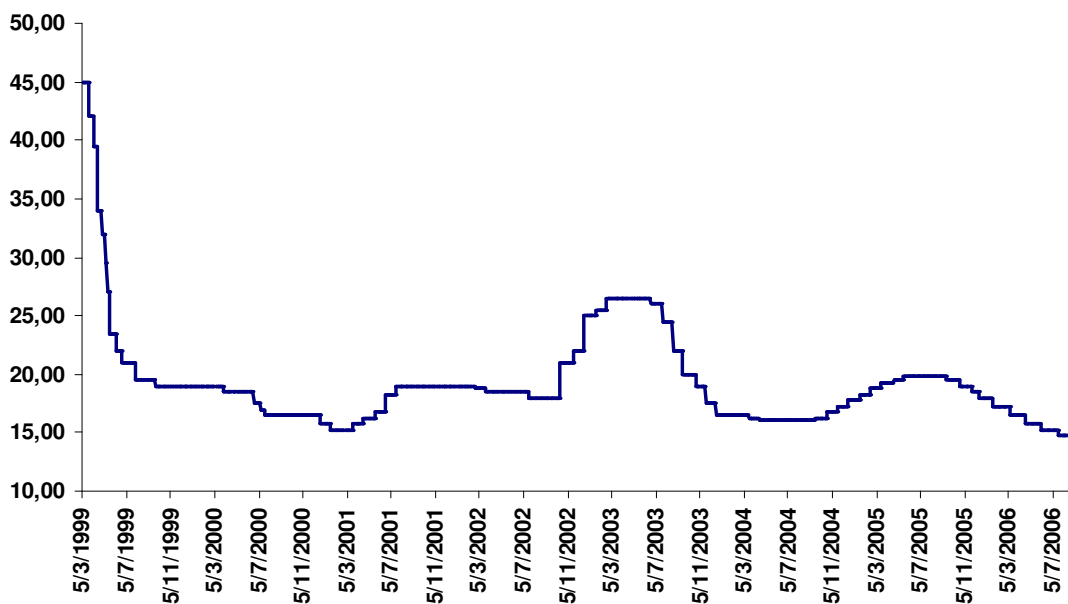


Figura 4.1.1 – Taxa SELIC - Meta (% a.a.) - 05/03/1999 a 31/08/2006

Tabela 4.1.1 - Movimentos e persistência na Taxa SELIC-meta

Taxas de Juros SELIC-Meta					
movimentos\amplitude		>=100 p.b.	75 p.b.	50 p.b.	25 p.b.
Número de movimentos	58	22	5	23	8
Movimentos de alta	19	5	1	10	3
Movimentos de baixa	39	17	4	13	5
Inversão de sentido	7				
Média de dias entre cada movimento	32				
Número máximo de dias sem movimentos	147				
Número mínimo de dias sem movimentos	2				
Média de dias entre cada inversão e o movimento anterior	234				

Obs.: dados exclusive finais de semana e feriados considerados pelo Bacen.

A Tabela 4.1.1 também mostraria que o número médio de dias entre cada movimento foi de 32, onde o número máximo de dias sem movimentos foi de 147 e o mínimo de 2. Cabe destacar que os dias considerados são os mesmos disponibilizados pelo Banco Central do Brasil, que exclui finais de semanas e alguns feriados.

Outra característica interessante no comportamento das taxa de juros oficiais seriam as inversões raras em sua trajetória, ou seja, as inversões de sentido das taxas de juros seriam frequentemente antecedidas por diversos movimentos no mesmo sentido. Levando-se, conseqüentemente, à presença de certa persistência. No caso do COPOM, no período aqui estudado, das 58 alterações decididas e anunciadas para a taxa SELIC, apenas 7 se traduziram em inversões de sentido. Observar-se-ia, ainda, que a duração média dos períodos que antecederam as inversões de sentido das taxas de juros seria bem superior à duração média de dias entre cada movimento.

4.2 METODOLOGIA: O MODELO PROBIT

Em função da complexidade do processo decisório do COPOM, dado que seus membros preveem os riscos em torno da convergência da inflação para as metas estipuladas pelo CMN, duas informações importantes tem sido consideradas: o hiato de produto e os desvios da inflação em relação a meta. Portanto, seria fundamental verificar se estas variáveis influenciariam a direção do movimento das taxas de juros SELIC-meta: alta, baixa ou estabilidade. Além disso, a consideração dos desvios da inflação, substituindo-se a inflação pela sua expectativa 12 meses à frente, bem como a inclusão da variável fiscal superávit primário/PIB, com vistas à verificação das probabilidades de alta, baixa ou estabilidade.

Os modelos utilizados para a consecução dos objetivos foram os modelos probit simples e multinomial, que pressupõem uma função de distribuição normal

para a modelagem da probabilidade prevista do COPOM determinar a trajetória da taxa de juros SELIC-meta.

4.2.1 O MODELO PROBIT BINOMIAL

A regressão probit seria um modelo não-linear projetado especificamente para variável dependente binária Y . Esta regressão modela a probabilidade de que $Y = 1$, onde a forma funcional não-linear levaria os valores previstos a se situarem no intervalo unitário. Como a função de distribuição de probabilidade acumulada (f.d.a.) produziria probabilidades entre zero e um, então seria utilizada nas regressões probit que, por sua vez, utilizaria a f.d.a. normal padrão.

Outra característica da função de regressão probit seria a de ser uma função não-linear dos coeficientes, isto é, seus coeficientes estariam dentro da função de distribuição acumulada normal padrão.

Conforme Johnston e DiNardo (1997, 2001), o modelo probit teria uma interpretação “de comportamento” que seria instrutiva e, muitas vezes, analiticamente conveniente. Formalmente, o modelo de regressão probit com múltiplos regressores poderia ser representado da seguinte forma:

$$P(Y = 1 | X_1, \dots, X_n) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n), \quad (4.2.1.1)$$

em que:

onde:

Y = variável dependente binária;

Φ = a função de distribuição acumulada normal padrão;

X_i = o regressor i ; e

β_i = i -ésimo coeficiente.

No presente contexto, a variável dependente Y do modelo probit representaria as escolhas entre duas alternativas, com isso a regra de decisão poderia gerar um probit com a probabilidade prevista de que $Y = 1$, representada da seguinte forma:

$$P(Y_i = 1 | X_i, \beta) = 1 - \Phi(-X_i' \beta) = \Phi(X_i' \beta), \quad (4.2.1.2)$$

O efeito de uma variação em um regressor poderia apresentar três alternativas de cálculo, conforme Stock e Watson (2003): (i) cálculo da probabilidade prevista para o valor inicial dos regressores; (ii) cálculo da probabilidade prevista para o valor novo ou modificado dos regressores; e (iii) cálculo de sua diferença.

A análise dos seus coeficientes seria mais complicada que o usual pelo fato de ser um modelo probit, onde os coeficientes não poderiam ser interpretados como o efeito marginal sobre a variável dependente. Neste modelo, o efeito marginal de x_j sobre a probabilidade condicional seria representado por:

$$\frac{\partial E(y_i|x_i, \beta)}{\partial x_{ij}} = f(-x_i' \beta) \beta_j, \quad (4.2.1.3)$$

em que:

$$f(x) = dF(x)/dx = \text{função densidade correspondente a } F.$$

Nota-se, portanto, que o coeficiente seria multiplicado pela f que dependeria de todas as variáveis explicativas. Mas, percebe-se que a direção do efeito da mudança em x_j dependeria apenas do sinal do seu coeficiente β_j . Logo, se o coeficiente β_j for positivo, isto indicaria que um aumento na sua respectiva variável explicativa elevaria a probabilidade prevista de que $Y = 1$, tudo mais permanecendo constante.

Em relação ao efeito marginal, é comum gerar uma *proxie* para f e multiplicá-la pelo coeficiente de interesse para obter uma estimativa da derivada representada na equação (4.2.1.3). Posteriormente, pode-se apresentar os resultados através da média das derivadas ou via as derivadas avaliadas na média das variáveis explicativas.

Os parâmetros, por sua vez, desconhecidos poderiam ser estimados pelo método dos Mínimos Quadrados Não-Lineares; e pelo método de Máxima Verossimilhança, que produz estimadores eficientes para uma grande variedade de aplicações, inclusive para regressões com variáveis dependentes binárias.

O estimador de máxima verossimilhança (EMV) seria consistente e normalmente distribuído em amostras grandes, de modo que as estatísticas t e os intervalos de confiança para os coeficientes poderiam ser construídos de forma

usual. A estimação de máxima verossimilhança seria utilizada normalmente por ser um método simples de ser aplicado.

As informações economicamente relevantes contidas em um coeficiente estimado referir-se-iam ao sinal do coeficiente que determinaria a direção do efeito sobre a probabilidade desejada; e a magnitude relativa do coeficiente (em relação aos coeficientes de outras variáveis) que determinaria o efeito relativo da variável sobre a probabilidade desejada.

4.2.2 O MODELO PROBIT MULTINOMIAL

O objetivo do presente ensaio consiste em analisar o comportamento do COPOM em relação às três alternativas correspondentes à sua decisão em relação a taxa de juros SELIC-meta: reduzir, manter e elevar. Para tal, a literatura econométrica, conforme sugerido nos trabalhos de Hamilton e Jorda (2002) e Hu e Phillips (2004), tem apresentado o uso do modelo probit multinomial (MPM) como instrumento.

A vantagem do modelo probit multinomial seria que, ao contrário do modelo probit tradicional baseado em apenas duas alternativas, apresentado na seção 3.1, seria que o mesmo possibilitaria análise de mais que duas alternativas.

Para Maddala (1999), a desvantagem, ou limitação do MPM, seria que para n alternativas, o cálculo das probabilidades envolveria integrais de dimensão $(n-1)$ e assim, dois métodos alternativos seriam operacionalizáveis: (i) o método de Monte Carlo que estipularia os vetores dos resíduos a partir de uma distribuição normal multivariada; e (ii) o método de aproximação numérica que apresentaria resultados consistentes para o caso em que as variáveis fossem não negativamente correlacionadas e as variâncias fossem iguais.

Cameron e Trivedi (2005) apontaram que os parâmetros da regressão e das variâncias dos resíduos seriam obtidas por máxima verossimilhança. Entretanto, não haveria uma expressão definitiva para as probabilidades das alternativas consideradas.

Em um modelo mais amplo, portanto, quatro métodos seriam apresentados como alternativos na literatura, a saber: (i) o método de simulação das estruturas de

máxima verossimilhança; (ii) o método dos momentos simulados; (iii) o método dos escores simulados; e (iv) os métodos bayesianos, pouco comuns na literatura empírica.

As alternativas quanto à escolha dos métodos e dos modelos MPM basear-se-iam nas especificações da matriz de covariância e as restrições na mesma poderiam assegurar a identificação do modelo.

Algebricamente, a presente proposta tem sugerido quatro modelos empíricos para a escolha da taxa de juros SELIC-meta:

$$\text{Modelo 1: } y = f(\text{constante}, (\pi_t - \pi_t^*), h_{t-1}) \quad (4.2.2.1)$$

$$\text{Modelo 2: } y = f(\text{constante}, (E\pi_t - \pi_t^*), h_{t-1}) \quad (4.2.2.2)$$

$$\text{Modelo 3: } y = f(\text{constante}, (\pi_t - \pi_t^*), h_{t-1}, s_{t-1}) \quad (4.2.2.3)$$

$$\text{Modelo 4: } y = f(\text{constante}, (E\pi_t - \pi_t^*), h_{t-1}, s_{t-1}) \quad (4.2.2.4)$$

em que:

y = decisão sobre a taxa de juros SELIC-meta;

$(\pi_t - \pi_t^*)$ = desvio da inflação em relação à meta;

$(E\pi_t - \pi_t^*)$ = desvio da expectativa de inflação em relação à meta;

h_{t-1} = hiato do produto defasado; e

s_{t-1} = superávit primário/PIB defasado.

Para cada um dos modelos, a especificação seguinte seria verificada:

$$Y_1 = V_1 + \varepsilon_1 \quad (4.2.2.5)$$

$$Y_2 = V_2 + \varepsilon_2 \quad (4.2.2.6)$$

$$Y_3 = V_3 + \varepsilon_3 \quad (4.2.2.7)$$

em que:

$Y_1 = -1$ para a redução na taxa de juros SELIC-meta;

$Y_2 = 0$ para a manutenção da taxa de juros SELIC-meta;

$Y_3 = 1$ para o aumento da taxa de juros SELIC-meta; e

$\varepsilon_1 \varepsilon_2 \varepsilon_3 = \text{resíduos.}$

Os resíduos apresentariam uma distribuição normal conjunta $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \Sigma)$, em que:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 \end{bmatrix} \quad (4.2.2.8)$$

Tecnicamente o vetor de resíduos ε seria um vetor de ordem 3×1 , $\varepsilon = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3]$ e $V_j = \mathbf{x}'_j \beta$ ou $V_j = \mathbf{x}'_j \beta_j$, $j=1, 2$ e 3 . O vetor x representaria as variáveis dos quatro modelos empíricos alternativos, citados acima e β o vetor de coeficientes.

As probabilidades de ocorrência de cada uma das três alternativas ($p_1 = \text{reduzir}$, $p_2 = \text{manter}$ e $p_3 = \text{elevar}$) dependeriam da redução de ordem da matriz de covariância Σ . Os elementos constituintes da matriz reduzida seriam obtidos a partir das especificações seguintes:

$$\varepsilon_{ij} = \varepsilon_i - \varepsilon_j, \quad i \neq j \quad (4.2.2.9)$$

$$V_{ij} = V_i - V_j, \quad i \neq j \quad (4.2.2.10)$$

Considerando-se, portanto, o cálculo da probabilidade do COPOM reduzir a taxa de juros SELIC-meta, a especificação da matriz de covariância reduzida seria Σ_R :

$$\Sigma_R = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12} & \sigma_1^2 - \sigma_{13} - \sigma_{12} + \sigma_{23} \\ \sigma_1^2 - \sigma_{13} - \sigma_{12} + \sigma_{23} & \sigma_1^2 + \sigma_1^2 - 2\sigma_{13} \end{bmatrix} \quad (4.2.2.11)$$

A probabilidade do COPOM reduzir a taxa de juros SELIC-meta seria:

$$P_1 = P(y = \text{reduz}) = \int_{-\infty}^{V_{12}} \int_{-\infty}^{V_{13}} f(\varepsilon_{21}, \varepsilon_{31}) d\varepsilon_{21} d\varepsilon_{31} \quad (4.2.2.12)$$

As demais, probabilidade de manter P_2 e de elevar P_3 seriam definidas por (4.2.2.13) e (4.2.2.14), respectivamente.

$$P_2 = P(y = \text{manter}) = \int_{-\infty}^{V_{21}} \int_{-\infty}^{V_{23}} f(\varepsilon_{12}, \varepsilon_{32}) d\varepsilon_{12} d\varepsilon_{32} \quad (4.2.2.13)$$

$$P_3 = P(y = \text{ele var}) = \int_{-\infty}^{V_{31}} \int_{-\infty}^{V_{32}} f(\varepsilon_{13}, \varepsilon_{23}) d\varepsilon_{13} d\varepsilon_{23} \quad (4.2.2.14)$$

Na especificação empírica do MPM ainda, algumas variáveis seriam tratadas diferenciadamente, conforme o seu comportamento na análise. Aqui os casos seriam as reuniões do COPOM, onde as alternativas de escolha seriam: reduzir, manter ou elevar a taxa SELIC-meta.

4.3 RESULTADOS E ANÁLISE DOS MODELOS PROBIT

O modelo probit binomial utilizaria a função de distribuição acumulada normal para modelar, inicialmente, a probabilidade prevista de o Copom elevar a taxa SELIC-meta, dado os desvios de inflação em relação a sua meta pré-determinada e o hiato do produto. Neste caso, portanto, passou-se a analisar os movimentos da meta SELIC a partir de uma abordagem discreta para a variável dependente. Nota-se que não existem pressupostos em relação a magnitude da variação nas metas definidas pelo COPOM. Outros casos foram abordados com a inserção dos desvios da inflação, substituído pelas expectativas da mesma variável.

Os dados usados nas estimações foram de base mensal e compreenderam o período de agosto de 1999 a agosto de 2006 e, posteriormente, dado o caso analisado, de novembro de 2001 a agosto de 2006; os mesmos sendo coletados no Banco Central do Brasil e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Utilizou-se a variação do IPCA como medida da taxa de inflação, a inflação acumulada nos doze meses subsequentes – IPCA como a expectativa de inflação, o hiato do produto como sendo a diferença entre a produção industrial mensal e sua tendência de longo prazo (filtro Hodrick-Prescott) e o superávit primário/PIB.

4.3.1 RESULTADOS E ANÁLISE DO MODELO PROBIT BINOMIAL

A primeira modelagem da probabilidade prevista teve como variáveis explicativas o desvio da inflação em relação a sua meta e o hiato do produto

defasado um período⁵⁴. A Tabela 4.3.1.1 apresentou os resultados das estimativas de máxima verossimilhança para os modelos propostos. Verificou-se que as variáveis explicativas “desvio da inflação” e “hiato do produto defasado” são ambas estatisticamente significativas para explicar a probabilidade prevista de o Copom aumentar a meta para a taxa de juros básica da economia brasileira a um nível de significância de 1%. Notar-se-ia ainda a presença de uma relação direta entre as covariadas e a probabilidade de alta na taxa SELIC-meta.

Ao substituir o desvio de inflação medido pela diferença entre a variação do IPCA e a meta de inflação definida pelo CMN pelo desvio calculado através da diferença entre a expectativa de inflação e a meta de inflação, 2º modelo, percebe-se que a relação direta se mantém ao mesmo nível de significância de 1%. Cabe destacar o fato do hiato do produto permanecer robusto e a diferença, a princípio, do novo desvio de inflação quanto ao seu impacto maior sobre a probabilidade prevista, indicando que esta variável geraria preocupação maior.

Quando se inseriu o superávit primário/PIB na análise, ver Tabela 4.3.1.1, notou-se outra relação direta e estatisticamente significativa. Talvez o fato de ter uma meta explícita para o superávit primário/PIB e/ou a geração de superávits adequados ajude na decisão do Copom de aumentar a taxa SELIC-meta para combater choques externos ou internos. Uma forma de passar credibilidade diante dos efeitos que a elevação dos juros pode ter sobre o estoque da dívida, sem contar o efeito do superávit primário sobre a demanda agregada. Sendo assim, um superávit maior ou apropriado pode levar o Copom a utilizar mais facilmente seu principal instrumento, quando necessário claro. Novamente, um fato interessante, nas relações que consideram o superávit primário, é a diferença nos coeficientes causada pela opção que se faz quanto ao desvio de inflação.

Como comentado na seção 4.2.1, estes coeficientes estimados não poderiam ser interpretados na forma usual. No modelo probit, o efeito marginal de x_j sobre a probabilidade condicional é dado por $\frac{\partial E(y_i|x_i, \beta)}{\partial x_j} = f(-x_i' \beta) \beta_j$, onde

⁵⁴ As estimativas foram realizadas no EViews 4.1. As séries foram estacionárias a pelo menos 5% de significância, usando-se o teste de raiz unitária ADF e o critério SIC, exceto o desvio de inflação levando-se em consideração a variação do IPCA corrente, que necessitou de um grau de significância maior.

$f(x) = dF(x)/dx$ é a função densidade correspondente a F . Dado que o efeito das variáveis explicativas sobre a probabilidade prevista dependeria de f , costumam-se apresentar os resultados através da média das derivadas⁵⁵, mostradas nas Tabelas 4.3.1.2 e 4.3.1.4.

Tabela 4.3.1.1 – Estimativa do modelo probit binomial – aumento na SELIC-meta

	1º modelo ^a	2º modelo ^b	3º modelo ^a	4º modelo ^b
Constante	-2.1351*** (0.4885)	-2.0968*** (0.6171)	-5.6251*** (1.6945)	-18.816*** (7.1557)
$(\pi_t - \pi^*)$	0.3741*** (0.1187)		0.4248*** (0.1319)	
h_{t-1}	0.4818*** (0.1245)	0.4828*** (0.1810)	0.5420*** (0.1392)	0.5892** (0.2696)
$(E\pi_t - \pi^*)$		1.2268*** (0.6171)		3.6245*** (1.4719)
s_{t-1}			0.7867** (0.3467)	3.1696*** (1.2674)
<i>pseudo</i> - R^2	0.33	0.49	0.39	0.72
LM test [p-value]	3.3827 [0.1843]	0.2139 [0.8986]	5.4827 [0.1397]	4.2253 [0.2381]

Obs.: a e b implicam nos respectivos períodos de estimação 1999:07-2006:08 e 2001:11-2006:08; *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%; () erro padrão.

Destacaram-se as diferenças proporcionadas pela variável explicativa do desvio de inflação. Observou-se na Tabela 4.3.1.2 que os desvios das expectativas de inflação em relação à meta causaram um impacto maior nas ações esperadas do Copom de aumento na taxa SELIC-meta. Resultado esperado já que o Banco Central do Brasil está sempre divulgando sua preocupação quanto ao processo de convergência das expectativas de inflação para as metas estipuladas pelo CMN.

⁵⁵ Outra possibilidade seria através das derivadas avaliadas na média das variáveis explicativas. O efeito marginal foi calculado segundo o EViews (2002, p. 434) que sugere o uso das previsões do "fitted index" e a auto-series @dnorm(-xb).

Tabela 4.3.1.2 – Efeito marginal das variáveis explicativas

	1º modelo	2º modelo	3º modelo	4º modelo
$(\pi_t - \pi^*)$	0,0739		0,0764	
h_{t-1}	0,0952	0,0759	0,0975	0,0500
$(E\pi_t - \pi^*)$		0,1929		0,3078
s_{t-1}			0,1415	0,2692

Quanto ao superávit primário/PIB, seu efeito marginal seguiu o comportamento dos desvios de inflação, sendo uma diferença considerável entre os modelos 3 e 4. Já o hiato do produto mostrou-se novamente certa robustez ao não apresentar tal diferença dentro dos modelos.

Estes coeficientes estimados pelos modelos probit também podem ser usados para examinar como a probabilidade prevista variaria com uma variável independente. Para tanto, elaborou-se a “probability response curves”⁵⁶ apenas para o 4º modelo. Para exemplificar, supõem-se interessados no efeito do hiato do produto sobre a taxa SELIC-meta. A partir disto, desejou-se traçar a probabilidade ajustada para taxa de juros como função do desvio de inflação para dois valores do hiato do produto (0 e 1), fixando o superávit primário/PIB pela sua média amostral (\bar{s}). Depois inverteu-se os papéis do desvio de inflação e do superávit primário/PIB. Estes exercícios seguiram Greene (1997, cap. 19). Os resultados dos exercícios foram apresentados na Figura 4.3.1.1. Em ambos os gráficos notou-se que o efeito do hiato do produto sobre a probabilidade foram significativos. Neste caso, o efeito marginal do hiato do produto seria a diferença entre as duas funções traçadas em cada caso.

As estatísticas LR e seu p-valores mostraram a rejeição da hipótese nula conjunta, implicando na significância de ambas as regressões. Já o *pseudo-R*² mostrou-se melhor no 4º modelo. Este ajuste pode ser visualizado na Figura 4.3.1.2, no anexo.

⁵⁶ Para obter esta curva utilizaram-se “the EViews built-in modeling features”, conforme o EViews (2002, p. 435).

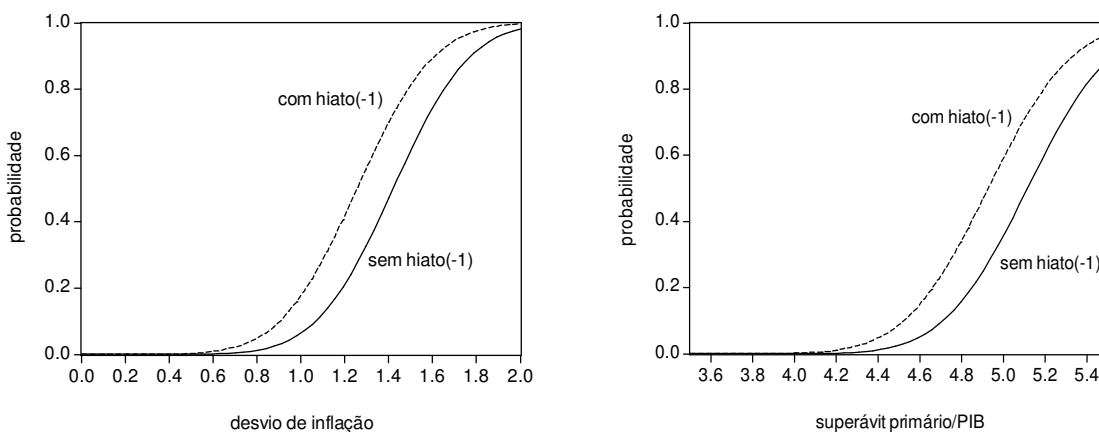


Figura 4.3.1.1 – Simulações das “probability response curves”

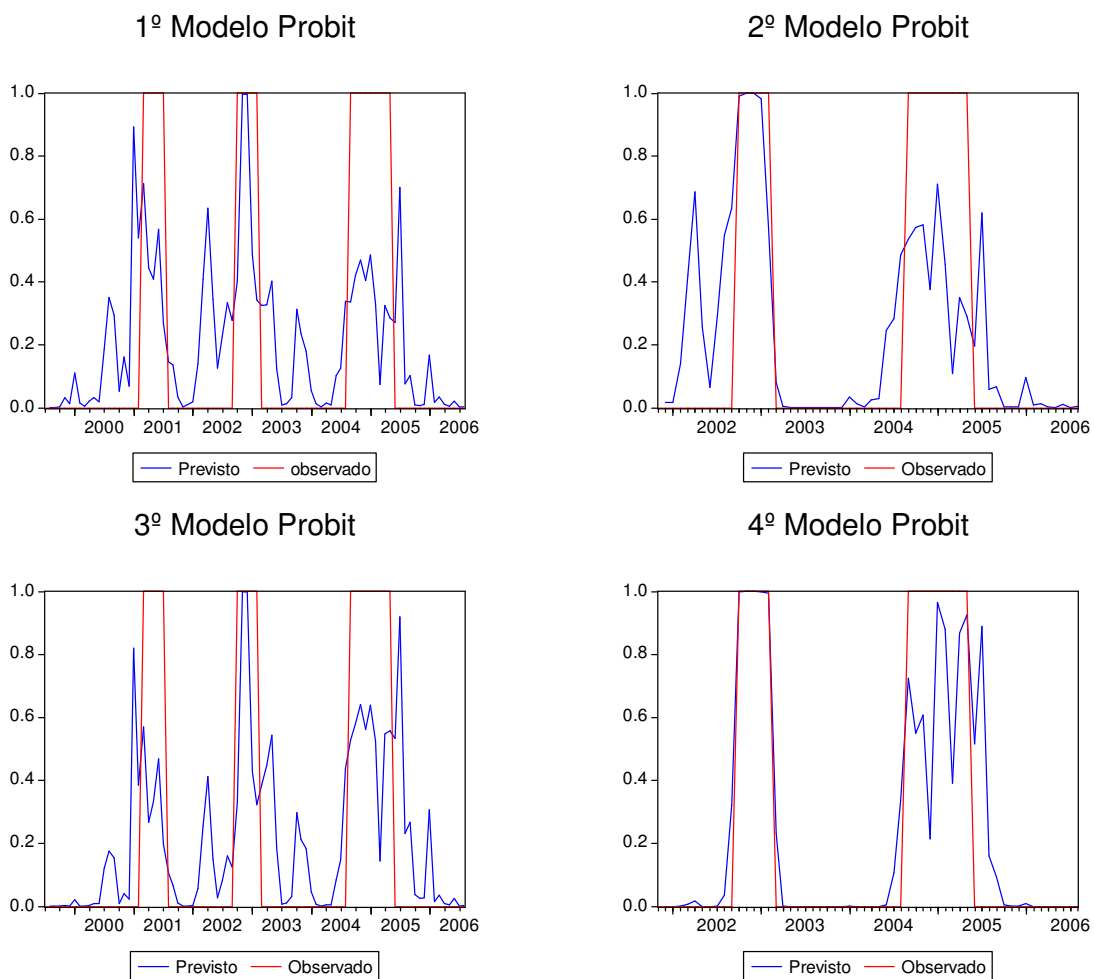


Figura 4.3.1.2 - Aumento na Selic

Outra medida de ajuste para modelos com variáveis dependentes binárias é a “fração corretamente prevista” que utilizaria a seguinte regra: se $Y_i=1$ e a probabilidade prevista excede 50 por cento, ou se $Y_i=0$ e a probabilidade prevista é menor do que 50 por cento, diz-se que Y_i é corretamente previsto. Caso contrário, diz-se que Y_i é incorretamente previsto. A “fração corretamente prevista” é a fração das n observações Y_1, \dots, Y_n previstas corretamente⁵⁷. Para o 4º modelo, 41 observações $Y_i=Dep=0$ e 12 observações $Y_i=Dep=1$ foram ditas corretamente previstas por este modelo. No total, o modelo estimado preveu corretamente 92,98% das observações (95,35% das $Dep=0$ e 85,71% das $Dep=1$ observações). Já os testes LM para heteroscedasticidade⁵⁸ aplicados aos modelos indicaram pouca evidência contra a hipótese nula de homoscedasticidade, ver Tabela 4.3.1.1.

Após destacar o comportamento de alta na taxa SELIC–meta buscou-se analisar de forma complementar a probabilidade prevista de queda na SELIC–meta. De acordo com a Tabela 4.3.1.3, percebeu-se a ausência de resultados simétricos em relação aos apresentados na Tabela 4.3.1.1, ou seja, mesmo tendo na maioria das vezes os sinais previstos de acordo com a teoria, os impactos das variáveis explicativas seriam maiores na direção de alta da taxa de juros. Evidências que corroborou os resultados da Tabela 4.1.1 que mostraram certa persistência nas reduções dos juros, revelando a presença de algum grau de rigidez.

A Tabela 4.3.1.3 ainda revelou que a variável que leva em consideração as expectativas de inflação se manteve estatisticamente significativa, demonstrando que o Copom se preocupou com a convergência desta em relação às metas nas duas direções e que esta foi uma das variáveis chaves no processo de decisão de política monetária no que diz respeito a seu principal instrumento, a taxa SELIC–meta. Novamente, destacou-se as diferenças proporcionadas pela variável explicativa do desvio de inflação, quando analisou-se o efeito marginal. A Tabela 4.3.1.4 mostrou que os desvios das expectativas de inflação em relação à meta causaram um impacto maior nas ações esperadas do Copom de reduzir a taxa

⁵⁷ Cabe novamente lembrar que a vantagem dessa medida de ajuste é que ela é fácil de entender. No entanto, a desvantagem é que ela não reflete a qualidade da previsão: se $Y_i=1$, a observação é tratada como corretamente prevista quando a probabilidade prevista for 51 ou 90 por cento.

⁵⁸ O teste LM realizado para detectar a heteroscedasticidade usa o método descrito por Davidson e MacKinnon (1993) *apud* EViews (2002) que testa a hipótese nula de homoscedasticidade contra a hipótese alternativa de heteroscedasticidade.

SELIC-meta. Novamente, o efeito marginal do superávit primário/PIB seguiu o comportamento dos desvios de inflação, havendo, portanto, uma diferença considerável entre os modelos 3 e 4 que, inclusive, mostraram sinais opostos para esta variável.

Tabela 4.3.1.3 – Estimativa do modelo probit binomial – queda na taxa SELIC-meta

	1º modelo ^a	2º modelo ^b	3º modelo ^a	4º modelo ^b
Constante	-0.1356 (0.2076)	0.1552 (0.2774)	-1.7066* (0.9252)	2.5428 (2.1292)
$(\pi_t - \pi^*)$	-0.1194* (0.0640)		-0.1457** (0.0679)	
h_{t-1}	-0.1685** (0.0714)	-0.1751 (0.1288)	-0.1840** (0.0735)	-0.1357 (0.1374)
$(E\pi_t - \pi^*)$		-1.0987*** (0.3466)		-1.3520*** (0.4509)
s_{t-1}			0.4049* (0.2313)	-0.5183 (0.4561)
<i>pseudo</i> – R^2	0.08	0.40	0.10	0.42
LM test [p-value]	3.2396 [0.1979]	0.8197 [0.6637]	11.9146 [0.0077]	4.0526 [0.2558]

Obs.: a e b implicam nos respectivos períodos de estimação 1999:08-2006:08 e 2001:11-2006:08; *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%; () erro padrão.

Tabela 4.3.1.4 – Efeito marginal das variáveis explicativas

	1º modelo	2º modelo	3º modelo	4º modelo
$(\pi_t - \pi^*)$	-0,0407		-0,0485	
h_{t-1}	-0,0575	-0,0398	-0,0612	-0,0294
$(E\pi_t - \pi^*)$		-0,2499		-0,2932
s_{t-1}			0,1347	-0,1124

Como antes, analisou-se também os coeficientes estimados pelo modelo probit através das “probability response curves”, mas ainda apenas para o 4º modelo e supondo-se interessados no efeito do hiato do produto sobre a taxa SELIC-meta. Em ambos os gráficos, Figura 4.3.1.3, notou-se que o efeito do hiato do produto defasado sobre a probabilidade foram significativos, sendo o efeito marginal a diferença entre as duas funções traçadas em cada caso.

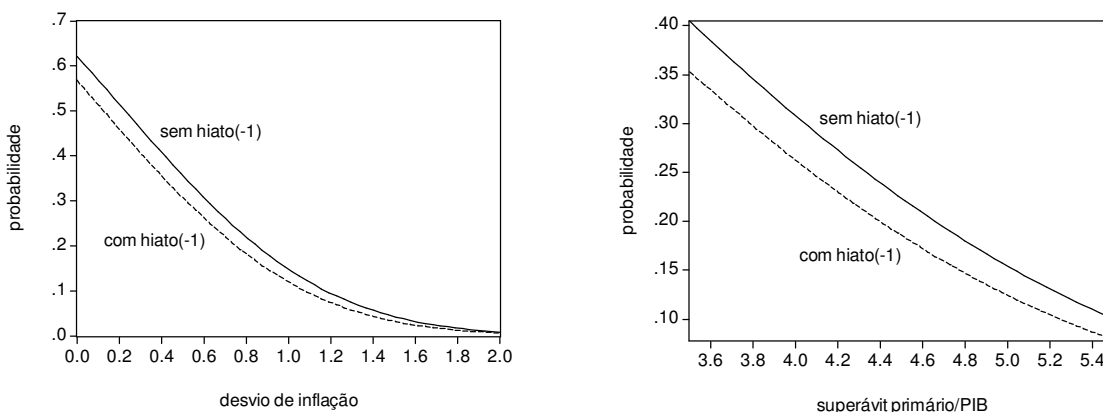


Figura 4.3.1.3 – Simulações das “probability response curves”

As estatísticas LR e seu p-valores mostraram rejeição da hipótese nula conjunta, implicando na significância de ambas as regressões. Já o *pseudo-R*² permaneceu indicando o 4º modelo com melhor grau de ajuste, ver Figura 4.3.1.4.

A medida de ajuste “fração corretamente prevista” mostrou para este 4º modelo, que 30 observações $Y_i=Dep=0$ e 15 observações $Y_i=Dep=1$ foram ditas corretamente previstas pelo modelo. No total, o modelo estimado previu corretamente 78,95% das observações (85,71% das $Dep=0$ e 68,18% das $Dep=1$ observações).

Os testes LM para heteroscedasticidade aplicados aos modelos indicaram também pouca evidência contra a hipótese nula de homoscedasticidade, exceto para o 3º modelo, ver Tabela 4.3.1.3.

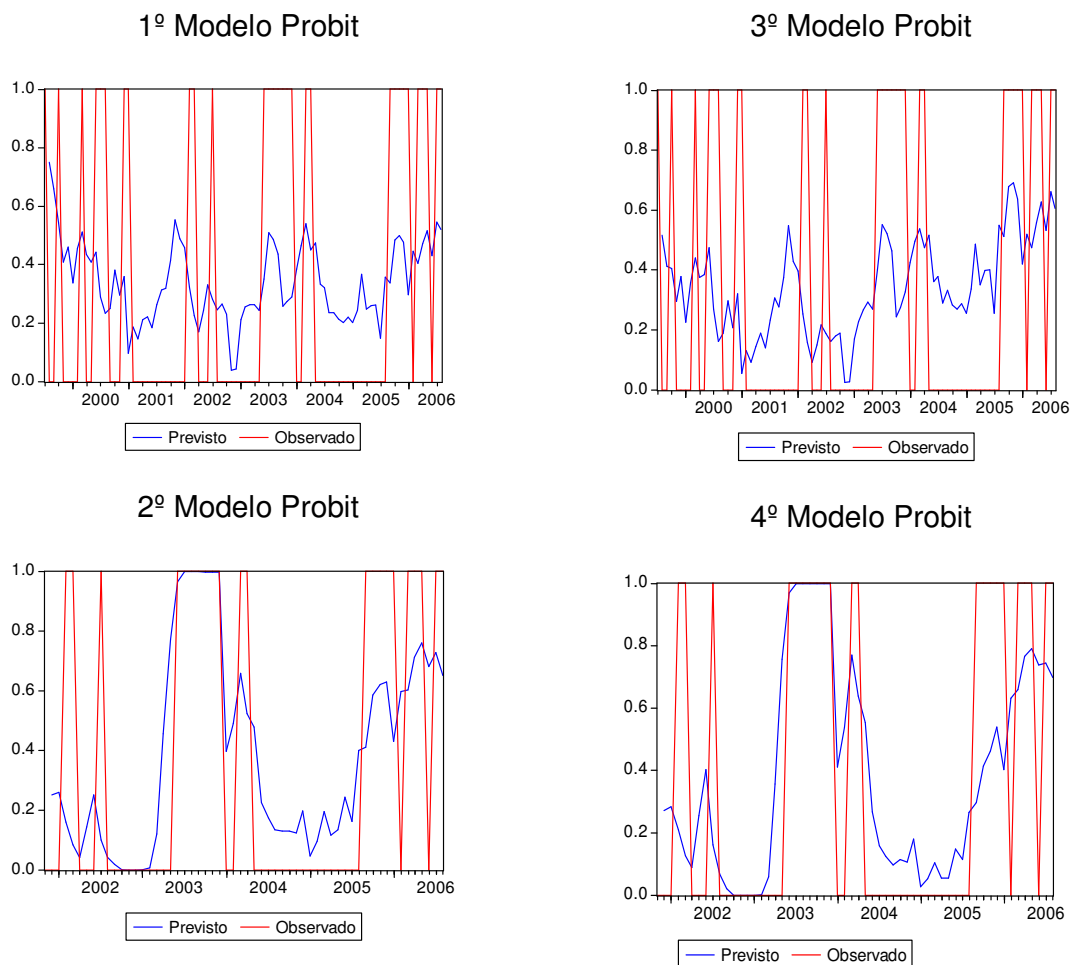


Figura 4.3.1.4 – redução na SELIC-meta

Quando se procurou analisar outro objetivo, ou seja, a probabilidade de inversão de sentido das taxas de juros dado o tempo decorrido (em dias) entre cada alteração das taxas de juros, utilizou-se dados diários da taxa SELIC-meta obtida no Banco Central do Brasil.

O modelo probit binomial estimado para a economia brasileira entre 03/99 e 08/06, um período em que ocorreram 58 movimentos na meta para a taxa Selic decididos pelo Copom, dos quais 7 se traduziram em inversões de sentido, revelou a seguinte equação para a probabilidade de inversão de sentido das taxa de juros:

$$P(I = 1) = \Phi\left(\frac{-3,203 + 0,035D}{(0,2475) \sqrt{0,0053}}\right) \quad (4.3.1.1)$$

Verificou-se na equação (4.3.1.1) pelos coeficientes e erros-padrão significância dos parâmetros a um nível de 1%; além disso, o $pseudo-R^2 = 0,59$ mostrou razoável grau de ajuste do modelo. Esta equação revelou que à medida em que aumenta o período de tempo desde a última alteração na meta SELIC maior é a probabilidade de o próximo movimento da meta se traduzir em uma inversão de trajetória. Este resultado esteve bem próximo de um modelo probit binomial estimado para os Estados Unidos entre janeiro de 1990 e dezembro de 2001 (MARTINS, 2003, p.65)⁵⁹.

4.3.2 RESULTADOS E ANÁLISE DO MODELO PROBIT MULTINOMIAL (MPM)

O MPM compreendeu um modelo com alternativas específicas, em função da tríplice opção disponibilizada para o COPOM (reduzir, manter, elevar). Diante das opções apresentadas pelo procedimento seriam destacados o fato de que a opção reduzir seria a alternativa para a normalização da posição da matriz de covariância, equação (4.2.2.11), enquanto a opção manter seria a opção para a normalização da escala da matriz.

No que concerne a correlação optou-se pela limitação da correlação tornando as escolhas não-correlacionadas, ou seja, a correlação das opções seria independente.

Ao contrário do modelo probit binomial, os resultados do modelo probit multinomial não geraram parâmetros estatisticamente significativos para as três alternativas consideradas, mesmo que a opção reduzir fosse tomada como base alternativa no modelo.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 4.3.2.1, portanto, o modelo 1 mostrou que o desvio da inflação em relação a sua meta e o hiato do produto defasado seriam argumentos determinantes da elevação da taxa de juros SELIC-meta. Onde ambos apresentaram significância estatística e sinal consistente com o esperado pela teoria.

⁵⁹ Martins (2003) cita o modelo probit estimado para os Estados Unidos, no entanto, não apresenta o autor que desenvolveu a estimativa. Mas, mostra que a equação para a probabilidade de inversão de sentido das taxas de juro é $P(I = 1) = \Phi(-4.546 + 0.024D)$.

Tabela 4.3.2.1 – Estimativa do modelo probit multinomial com alternativa específica

Alternativas por Caso = 3 (reduz, mantém, eleva)				
Alternativas\modelos	1º modelo ^a	2º modelo ^b	3º modelo ^a	4º modelo ^b
Reduz (base alternativa)				
Mantém:				
Constante	0.0729 (0,2953)	-0.3885 (0.3958)	3.2653** (1.4307)	-1.3087 (3.0958)
$(\pi_i - \pi^*)$	0.0612 (0.0930)		0.1181 (0.1058)	
h_{t-1}	0.0590 (0.1036)	0.0934 (0.1842)	0.1164 (0.1188)	-0.0060 (0.1998)
$(E\pi_i - \pi^*)$		1.4267*** (0.5407)		1.4881*** (0.6118)
s_{t-1}			-0.8208** (0.3607)	0.1728 (0.6764)
Eleva:				
Constante	-1.1566*** (0.4301)	-14.374 (248.9724)	-1083.559 (12784.62)	-543.4262 (4278.816)
$(\pi_i - \pi^*)$	0.3419*** (0.1124)		82.9614 (985.8604)	
h_{t-1}	0.4264*** (0.1159)	3.4201 (57.4212)	105.8604 (1258.895)	17.0779 (134.08)
$(E\pi_i - \pi^*)$		9.6243 (145.8129)		105.7587 (822.8248)
s_{t-1}			150.3499 (1764.194)	91.9810 (724.4353)

Fonte: Resultados obtidos com o uso do programa Stata v.9.2.

Obs.: a e b implicam nos respectivos períodos de estimação 1999:07-2006:08 e 2001:11-2006:08; *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%; () erro padrão.

A substituição da inflação pelo desvio da expectativa de inflação, correspondente ao Modelo 2, embora reduza o número de observações, em função do período disponibilizado pelo BACEN, mostraria significância para a manutenção do patamar das taxas de juros.

Incluindo-se a variável fiscal superávit primário/PIB defasado como argumento, correspondendo ao Modelo 3, alteraria os resultados do Modelo 1 fazendo com que esta variável fosse estatisticamente significativa, em detrimento das demais covariadas. Conseqüentemente, a manutenção do patamar da taxa de juros SELIC-meta seria determinada apropriadamente pela mesma. No que concerne ao último modelo, apenas o desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta explicaria a manutenção da taxa de juros SELIC-meta.

Apesar dos resultados dos modelos probit multinomial não apresetarem, em sua maioria, estatísticas significativas, os mesmos tem seu valor ao permitir inferir que outras variáveis podem estar influenciando o comportamento do COPOM nas mudanças da taxa SELIC-meta. Isso mostra que as variáveis tradicionais, desvio de inflação e hiato do produto, em regras de política monetária e em função de reação, não são as únicas preocupações do COPOM quando decide elevar, reduzir ou manter a taxa de juros básica. Fato esperado já que na prática a regra, se houver, na economia brasileira requer certa discricionariedade limitada uma vez que, em certas ocasiões, exigirá a necessidade de modificação do instrumento de política monetária, devido a algum fator não incluído na mesma. Já que não se pode levar em consideração todas as variáveis econômicas, e sim as que são pressupostas mais importantes de acordo com a teoria. Neste sentido, novas aplicações são extremamente bem vindas para a discussão.

4.4 CONCLUSÕES

O presente ensaio buscou analisar a dinâmica da taxa de juros SELIC–meta definida nas reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM) sob a ótica de uma

abordagem discreta. A partir disto, verificou-se que as variáveis explicativas “desvio da inflação” e “hiato do produto defasado” foram estatisticamente significativas para explicar a probabilidade prevista de o COPOM elevar a meta para a taxa de juros básica da economia brasileira. Os sinais dos coeficientes das covariadas sinalizaram que um aumento tanto no hiato do produto quanto no desvio de inflação em relação a sua meta, tudo mais constante, elevaria a probabilidade do COPOM aumentar os juros. Os resultados também mostraram uma preocupação maior quanto à convergência das expectativas de inflação do que a inflação corrente em direção às metas estipuladas pelo CMN. Outro fato interessante foi a forte relação direta que o superávit primário/PIB demonstrou ter sobre a probabilidade de alta nos juros, ou seja, um superávit maior ou adequado pode ajudar a influenciar as decisões de alta dos juros, já que pode “equilibrar” os efeitos negativos que os aumentos de juros podem ter sobre o estoque da dívida e a credibilidade quanto a eficácia da política monetária, sem contabilizar o seu efeito de conter a demanda agregada.

O modelo probit binomial também permitiu analisar a probabilidade prevista de queda na meta Selic. Os resultados mostraram uma ausência de simetria na ação do COPOM, ou seja, mesmo tendo na maioria das vezes os sinais previstos de acordo com a teoria, os impactos das variáveis explicativas são maiores na direção de alta da taxa de juros. Estas evidências corroboram a idéia de persistência nas reduções dos juros apresentada, além de revelar a presença de algum grau de rigidez no comportamento de baixa dos juros. Os resultados revelaram ainda que a variável que leva em consideração as expectativas de inflação se manteve estatisticamente significativa, demonstrando que o COPOM se preocupou com a convergência desta em relação às metas e que esta é uma das variáveis-chaves no processo de decisão de política monetária no que diz respeito a seu principal instrumento, a taxa SELIC–meta.

Quando se procurou analisar a probabilidade de inversão de sentido das taxas de juros dado o tempo decorrido (em dias) entre cada alteração das taxas de juros, o modelo probit estimado revelou que na medida em que aumenta o período de tempo desde a última alteração na meta SELIC maior é a probabilidade de o próximo movimento da meta se traduzir em uma inversão de trajetória.

Na análise dos modelos probit multinomial, os resultados mostraram que o desvio da inflação em relação a sua meta e o hiato do produto defasado seriam argumentos determinantes da elevação da taxa de juros SELIC-meta, modelo 1. A substituição da inflação pelo desvio da expectativa de inflação, correspondente ao Modelo 2, mostrou significância para a manutenção do patamar das taxas de juros. E ao incluir a variável fiscal superávit primário/PIB defasado como argumento, correspondendo ao Modelo 3, os resultados alteraram as estimativas do Modelo 1 fazendo com que esta variável fosse estatisticamente significativa, em detrimento das demais covariadas. Conseqüentemente, a manutenção do patamar da taxa de juros SELIC-meta seria determinada apropriadamente pela mesma. No que concerne ao último modelo, apenas o desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta explicaria a manutenção da taxa de juros SELIC-meta.

Fatos que levam a concluir que novas investigações devem ser desenvolvidas seja via abordagem discreta ou não, mas que busquem corroborar os resultados apresentados como a possível presença de assimetria na ação do COPOM e a existência de certo grau de rigidez de baixa nos juros básico doméstico. Com isso, chegaria-se a resultados que não somente indicam os determinantes dos juros altos na economia, apesar da sua enorme importância.

5 CONCLUSÃO GERAL

Esta tese apresentou três ensaios sobre política monetária e fiscal no Brasil dentro do atual regime de metas de inflação. O objetivo principal foi verificar a possibilidade de integração entre ambas as políticas, uma vez que a ausência de dominância fiscal é considerada uma condição necessária para o sucesso do regime. A hipótese central era de que, dependendo do ambiente econômico, a política monetária sozinha pode não ser suficiente para estabilizar a economia. Principalmente, em um país com fragilidade fiscal. Alguns momentos seria o caso até de uma política fiscal ser mais ativa que a política monetária.

Os resultados, além de sugerir a integração entre a política monetária e fiscal, mostram que a adoção de uma meta explícita e adequada para o superávit primário/PIB tem conseqüências positivas sobre a regra ótima que tem sido um guia útil para as autoridades monetárias.

O mesmo superávit primário demonstra ter impactos positivos sobre o prêmio de risco e, conseqüentemente, sobre o câmbio quando se analisa a relação risco default a partir do modelo de regressão beta. O interessante neste estudo é a evidência de uma relação negativa e forte entre o superávit primário/PIB e a probabilidade de default, o que destaca a importância do impacto positivo e indireto do superávit em relação aos juros doméstico.

Posteriormente, o último ensaio analisa a dinâmica da taxa de juros Selic – meta sob a ótica de uma abordagem discreta, o que a diferencia dos trabalhos que centralizam suas análises na taxa de juros como uma variável dependente contínua. Neste verificou-se que os desvios de inflação e o hiato do produto defasado são importantes para explicar a probabilidade prevista de o Copom aumentar a meta para a taxa Selic. Os sinais dos coeficientes das covariadas sinalizam que um aumento tanto no hiato do produto quanto no desvio de inflação, tudo mais constante, eleva a probabilidade de alta nos juros. Os resultados ainda mostram uma maior preocupação com a convergência das expectativas de preços futuras do

que das variações dos preços correntes em direção às metas estabelecidas pelo CMN.

O modelo probit binomial também permitiu analisar a probabilidade prevista de queda na meta Selic. Os resultados mostraram uma ausência de simetria na ação do COPOM, ou seja, mesmo tendo na maioria das vezes os sinais previstos de acordo com a teoria, os impactos das variáveis explicativas são maiores na direção de alta da taxa de juros. Estas evidências corroboram a idéia de persistência nas reduções dos juros apresentada, além de revelar a presença de algum grau de rigidez no comportamento de baixa dos juros. Os resultados revelaram ainda que a variável que leva em consideração as expectativas de inflação se manteve estatisticamente significativa, demonstrando que o COPOM se preocupou com a convergência desta em relação às metas e que esta é uma das variáveis chaves no processo de decisão de política monetária no que diz respeito a seu principal instrumento, a taxa SELIC–meta.

Na análise dos modelos probit multinomial, os resultados mostraram que o desvio da inflação em relação a sua meta e o hiato do produto defasado seriam argumentos determinantes da elevação da taxa de juros SELIC-meta, modelo 1. A substituição da inflação pelo desvio da expectativa de inflação, correspondente ao Modelo 2, mostrou significância para a manutenção do patamar das taxas de juros. E ao incluir a variável fiscal superávit primário/PIB defasado como argumento, correspondendo ao Modelo 3, os resultados alteraram as estimativas do Modelo 1 fazendo com que esta variável fosse estatisticamente significativa, em detrimento das demais covariadas. Conseqüentemente, a manutenção do patamar da taxa de juros SELIC-meta seria determinada apropriadamente pela mesma. No que concerne ao último modelo, apenas o desvio da expectativa de inflação em relação à sua meta explicaria a manutenção da taxa de juros SELIC-meta.

Algumas evidências como as apresentadas no terceiro ensaio mostram que é razoável seguir pesquisando neste caminho discreto. Outros resultados demonstram que maiores estudos e discussões podem ajudar a caminhar de vez em direção a uma integração formal entre a política fiscal e monetária.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, C. *et al.* Optimal Monetary Rules: the Case of Brazil. *Applied Economics Letters*, v. 10, n. 5, p. 299-302, 2003.

ANDRADE, J.; DIVINO, J. Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil. Texto para Discussão, IPEA, Rio de Janeiro, n. 806, p. 27, 2001.

ARAUJO, C. Análise da Dominância Fiscal sob o Regime de Metas para Inflação no Brasil. 2003. Disponível em www.bc.gov.br. Acesso em 22 maio 2006.

ATKINSON, A. C. *Plots, Transformations and Regression: an introduction to graphical methods of diagnostic regression analysis*. New York: Oxford University Press, 1985.

BALL, L. Efficient Rules for Monetary Policy. *NBER Working Paper*, n. 5952, p. 22, 1997.

BALL, L. Policy Rules for Open Economies, *NBER Working Paper*, n. 6760, p. 30, 1998.

BALL, L. Policy Rules for Open Economies. In Taylor, J. *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999, p. 127-144.

BANK OF ENGLAND. *Economic Models at the Bank of England*. London: Park Communications Ltd., 1999.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. *Journal of Political Economy*, v.91, n.4, p.589-619, 1983a.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, v.9, p.101-121, 1983b.

BARRO, R. J. Milton Friedman: Perspectives, particularly on monetary policy. 2006. Disponível em: <http://www.cato.org/events/monconf2006/barro.pdf>. Acesso em: 22 jan. 2007.

BATINI, N.; HALDANE, A. G. Forward-looking Rules for Monetary Policy. In: TAYLOR, J. B. (Ed.). *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999. p.157-192.

BERNANKE, B.; MISHKIN, F. Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? *The Journal of Economic Perspectives*, v.11, n. 2, p. 97-116, 1997.

BERNANKE, B. et al. *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton: Princeton University Press, 1999.

BLANCHARD, O. J. The Lucas Critique and the Volcker Deflation, *American Economic Review*, v.74, n.2, p.211-215, 1984.

BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. *NBER Working Paper*, n. 10389, p. 35, 2004.

BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. In: Giavazzi, F.; Goldfajn, I.; Herrera, S. (Ed.). *Inflation targeting, debt, and the Brazilian experience, 1999 to 2003*. MIT Press, 2005.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.; WERLANG, S. Implementing Inflation Targeting in Brazil. Banco Central do Brasil Working Paper Séries, Brasília, n. 1, p. 29, 2000.

BOHN, H. Budget Deficits and Government Accounting. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 37, p. 1-83, 1992.

BOHN, H. The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits. *Quarterly Journal of Economics*, v. 113, p. 949–963, 1998.

BOLETIM DO BANCO CENTRAL DO BRASIL: Relatório anual 2005. Brasília: Banco Central do Brasil, v. 41, 2005, 223p.

BONOMO, M.; BRITO, R. Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. Banco Central do Brasil Working Paper Séries, Brasília, n. 28, p. 38, 2001.

BURY, K. *Statistical Distributions in Engineering*. New York: Cambridge University Press, 1999.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K.; *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge: Cambridge University Press, 2005, 1034p.

CARDOSO, E. Comment on Chapter 3. In: Giavazzi, F.; Goldfajn, I.; Herrera, S. (Ed.). *Inflation targeting, debt, and the Brazilian experience, 1999 to 2003*. MIT Press, 2005.

CARNEIRO, D. D.; YEN HON WU, T. Contas externas e política monetária. *Revista Brasileira Economia*, v.58, n.3, p. 301-323, 2004.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. Dominância fiscal e desgaste do instrumento único de política monetária no Brasil. Texto para discussão: Instituto de Estudos de Política Econômica Casa das Garças, Rio de Janeiro, n. 7, p. 33, 2005.

CARVALHO, L. M. *et al.* Cenários para as Taxas de Juros e Inflação para 2006-2007: qual deveria ser a meta de inflação de 2008? *Texto para Discussão*: IPEA, Rio de Janeiro, n. 1178, p. 19, 2006.

CERISOLA, M., GELOS, R. G. What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis. *International Monetary Fund Working Paper*, n. 05/109, p. 22, 2005.

CHATTERJEE, S.; HADI, A. S. Influential observations, high leverage points, and outliers in linear regression (with discussion). *Statistical Science* 1, p. 379-416, 1986.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, v.37, n.4, p.1661-1707, 1999.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory, *Quarterly Journal of Economics*, v.115, n.1., p.147-180, 2000.

COOK, R. D. Detection of influential observations in linear regressions. *Technometrics*, 19, n. 1, p. 15-18, 1977.

COOK, R. D.; WEISBERG, S. Residuals and Influence in Regression. New York: Chapman and Hall, 1982.

COX, D. R.; SNELL, E. J. A general definition of residuals. *Journal of the Royal Statistical Society B*, v. 39, p. 248-275, 1968.

DOORNIK, J. A. *Ox: An Object-oriented Matrix Programming Language*. 4. ed. London: Timberlake Consultants Press, 2001.

DUEKER, M. Measuring Monetary Policy Inertia in Target Fed Funds Rate Changes, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v. 81, n.5, p. 3-9, 1999.

FAIR, R. Actual Federal Reserve Policy Behavior and Interest Rate Rules. *Economic Policy Review*, v. 7, n. 1, p. 61-72, 2001.

FAVERO, C. e F. GIAVAZZI. Targeting Inflation when Debt and Risk Premia are High: Lessons from Brazil. Mimeo. IGIER, Bocconi University, 2003.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. Inflation targeting and debt: lessons from Brazil. In: Giavazzi, F.; Goldfajn, I.; Herrera, S. (Ed.). Inflation targeting, debt, and the Brazilian experience, 1999 to 2003. MIT Press, 2005.

FERRARI, S. L. P.; CRIBARI-NETO, F. Beta regression for modeling rates and proportions. *Journal of Applied Statistics*, v. 31, n. 7, p. 799-815, 2004.

FERREIRA, A. L. The Determinants of Default Risk in Brazil. 2005. Disponível em: <http://www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/modules/papers.php?topicid=39&type>. Acesso em: 21 set. 2005.

FRAGA NETO, A. [Ofício do] Branco Central do Brasil Presi-2002/159 [para] Pedro Sampaio Malan, Ministro de Estado da Fazenda. Brasília, 16 jan. 2002. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/carta.pdf>. Acesso em: 25 jun. 2006.

FREITAS, P. S.; MUINHOS, M. K. A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil. *Banco Central do Brasil Working Paper Séries*, Brasília, n. 18, p. 25, 2001.

FREITAS, P. S.; MINELLA, A.; RIELLA, G. Metodologia de Cálculo da Inércia Inflacionária e dos Efeitos dos Choques dos Preços Administrados. *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*, n. 22, p. 1-14, 2002.

FRIEDMAN, M. A Monetary and Fiscal Framework for Economic Stability, *American Economic Review*, v.39, n.5, p.245-264, 1948.

FRIEDMAN, M. Professor Friedman's Proposal: Rejoinder, A Comment, *American Economic Review*, v.39, n.5, p.949-956, 1949.

FRIEDMAN, M. Comments on Monetary Policy. In: Friedman, Milton (Ed.) *Essays in Positive Economics*. Chicago: The University of Chicago Press, 1953, p.263-372.

FRIEDMAN, M. The Optimum Quantity of Money. *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Chicago: Aldine, 1969.

FRIEDMAN, M. Lesson from the 1979-1982 Monetary Policy Experiment, *American Economic Review*, v.74, n.2, p.397-400, 1984.

GALI, J.; R. PEROTTI. Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe. *Economic Policy*, vol. 37, p. 533-572, 2003.

GIAMBIAGI, F. e VELHO, E. Uma Proposta de Aperfeiçoamento do Sistema de Metas de Inflação: O Uso do IPCA Médio de 12 Meses. *Boletim de Conjuntura IPEA*, Rio de Janeiro, n. 65, p. 93-103, 2004.

GOLDFAJN, I. Há Razões para Duvidar que a Dívida Pública no Brasil é Sustentável? *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*, Brasília, n. 25, p. 1-26, 2002.

GOLDFAJN, I. O Debate de Política Monetária no Brasil. 2005. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/goldfajn>. Acesso em: 03 maio 2006.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 3th ed. New York: Prentice Hall, 1997.

HAMILTON, J. D.; JORDA, O. A model for the federal funds rate target. *Journal of Political Economy*, v.110, n.5, p. 35-67, 2002.

HU, L.; PHILLIPS, P. C. B. Dynamics of the federal funds target rate: a nonstationary discrete choice approach. *Journal of Applied Econometrics*, v.19, n. 7, p.851-867, 2004.

JOHNSON, N. L.; KOTZ, S.; BALAKRISHNAN, N. *Continuous Univariate Distributions*, 2. ed. New York: Wiley, 1995.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. *Econometric Methods*. 4th ed. New York: McGraw-Hill, 1997.

KING, R. G. The New IS-LM Model: Language, Logic and Limits. *Economics Quarterly*, v.86, n.3, p.45-103, 2000.

KYDLAND, F.E.; PRESCOTT, E.C. Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economic*, v. 85, n. 3, p. 473-491, 1977.

LJUNGQVIST, L.; SARGENT, T. J. *Recursive Macroeconomic Theory*. 2 nd. Ed. Cambridge: MIT Press, 2004.

LOUREIRO, A. S.; BARBOSA, F. H. Dívida Pública e Prêmio de Risco dos Títulos Públicos no Brasil. *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*, Brasília, n. 42, p. 1-28, 2003.

MADDALA, G.S. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monographs, Reprint, Cambridge: Cambridge University Press, 1999, p .401.

MAIA, M. V.; BONOMO, M. A.; TERRA, M. C. Regras monetárias e restrição fiscal: uma análise da política de metas de inflação no Brasil. 2003. Dissertação (Mestrado em Economia) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2003.

MANKIW, N. G. A Letter to Ben Bernanke. *American Economic Review*, v. 96, i.2, p.182-183, 2006

MARTINS, F. Trajectória das Taxas de Juro: Persistência e Gradualismo. Boletim Económico [do] Banco de Portugal, v. 9, n. 1, p. 63-77, 2003. Disponível em: http://www.bportugal.pt/publish/bolecon/docs/2003_1_1_p.pdf. Acesso em: 20 set. 2006.

McCALLUM, B T. Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, p. 173-203, Autumn 1988.

McCALLUM, B. T. Alternative Monetary Policy Rules: A Comparison with Historical Settings for the United States, the United Kingdom and Japan. *NBER Working Papers*, Cambridge, n. 7725, p. 40, 2000.

MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. *Generalized Linear Models*. 2. ed. London: Chapman and Hall, 1989.

MEDINA, J.; VALDÉS, R. Optimal Monetary Policy Rules when the Current Account Matters. *Banco Central de Chile Working Paper*, n. 77, p. 26, 2000.

MEIRELLES, H. C. [Ofício do] Banco Central do Brasil Presi-2003/0177 [para] Antônio Palocci Filho, Ministro de Estado da Fazenda. Brasília, 21 jan. 2003. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/carta2003.pdf>. Acesso em: 25 jun. 2006.

MEIRELLES, H. C. [Ofício do] Banco Central do Brasil Presi-2004/264 [para] Antônio Palocci Filho, Ministro de Estado da Fazenda. Brasília, 19 fev. 2004. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/img/noticias/carta2004.pdf>. Acesso em: 25 jun. 2006.

MELLO, L. Estimating a Fiscal Reaction Function: The Case of Debt Sustainability in Brazil. *OECD Economics Department Working Papers*, n. 423, p. 27, 2005.

MITTLBÖCK, M. e SCHEMPER, M. Explained Variation for Logistic Regression. *Statistics in Medicine*, 15, p. 1987-1997, 1996.

MORAIS, J. F. M; ANDRADE, J. P; SILVA, M. L. F. Política Monetária Ótima em um Contexto de Elevada Dívida Pública: o Caso do Brasil. 2004. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A030.pdf>. Acesso em: 05 maio 2006.

MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L.; RIELLA, G. Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio. *Banco Central do Brasil Working Paper Séries*, Brasília, n. 42, p. 1-30, 2002.

NELDER, J. A., WEDDERBURN, R. W. M. Generalized Linear Models. *Journal of the Royal Statistical Society A*, 135, p. 370-384, 1972.

NETER, J. *et al.* *Applied Linear Statistical Models*. 4. ed, Chicago: Irwin, 1996.

NOCEDAL, J.; WRIGHT, S. J. *Numerical Optimization*. New York: Springer-Verlag, 1999.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The Mirage of Fixed Exchange Rate, *Journal of Economic Perspectives*, v.9, n.4, p.73-96, 1995.

OLIVEIRA, M. S. Um Modelo de Regressão Beta: teoria e aplicações. 2004. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Instituto de Matemática e Estatística Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

PIRES, M. C. C. Meta Ótima para a Inflação em um Contexto de Dívida Pública Elevada. *Texto para Discussão*: IPEA, Rio de Janeiro, n. 1152, p. 15, 2006.

RAO, C. R. *Linear Statistical Inference and Its Applications*. 2. ed. New York: Wiley, 1973.

ROMER, D. Keynesian Macroeconomics without the LM Curve. *Journal of Economic Perspectives*. v.14, n.2, p.149-169, 2000.

SALGADO, M. J. S; GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank's reaction function. *Revista Brasileira Economia*. v. 59, n. 1, p. 61-79, 2005.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *The Foundations of Monetary Economics*, v. 3, p. 321-337, 1999.

SOLOW, R. M.; TAYLOR, J. B.; FRIEDMAN, B. M. *Inflation, Unemployment, and Monetary Policy*. Cambridge: MIT Press, 1999.

STOCK, J. H.; WATSON, M.W. *Econometria*. São Paulo: Addison-Wesley, 2004.

SVENSSON, L. Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. *European Economic Review*, v. 41, n. 6, p. 1111-1146, 1997.

SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, v. 50, p.155-183, 2000.

TAYLOR, J. B. Estimation and control of a macroeconomic model with rational expectations. *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1267-1286, 1979.

TAYLOR, J. Comments on Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy by Robert J. Barro and David B. Gordon. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 1, p. 123-125, 1983.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, North-Holland, vol. 39, p. 195-214, 1993.

TAYLOR, JOHN. B. Monetary Policy Guidelines for Employment and Inflation Stability. In: Solow, R. M.; Taylor, J. B.; Friedman, B. M. (Ed.). *Inflation, Unemployment, and Monetary Policy*, Cambridge: MIT Press, 1999, p. 136.

TAYLOR, J. B. Uso de Reglas de Política Monetaria en Economías de Mercado Emergentes. In: Seminario Estabilización y Política Monetaria: La Experiencia Internacional. 2000. México, DF: Banco de México, 2000, p. 497-515. Disponível em: <http://www.banxico.org.mx/tipo/publicaciones/seminarios/John%20Taylor.pdf>. Acesso em: 20 set. 2006.

TAYLOR, J. B. (Ed.). *Monetary Policy Rules*. National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles, 2001, p. 458.

WEI, B.-C.; HU, Y.-Q.; FUNG, W. K. Generalized leverage and its applications. *Scandinavian Journal of Statistics*, v. 25, n. 1, p. 25-37,1998.

WOODFORD, M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. New Jersey: Princeton University Press, 2003.

APÊNDICE A – Modelos Estruturais

Tabela A.1 – Alguns modelos estruturais macroeconômicos estimados para a economia brasileira

Referência	Modelo Estrutural/Método
Freitas e Muinhos (2001)	$h_{t+1} = 0,02 - 0,39r_t + 0,73h_t + 0,38DReal_t - 0,22D983_t + \varepsilon_{t+1}$ $\pi_{t+2} = -0,006 + 0,80\pi_{t+1} + 0,31h_{t+1} + 0,20\Delta e_{t+2} + \eta_{t+2}$ <p style="text-align: center;">Método: Mínimos Quadrados Ordinários (OLS)</p>
Andrade e Divino (2001)	$\pi_t = 0,749\pi_{t-1} + 0,204\pi_{t-5} + 0,046y_{t-3} + S + D + \varepsilon_t$ $y_t = 0,672y_{t-1} - 0,452(i_{t-6} - \pi_{t-6}) + S + D + \eta_t$ <p style="text-align: center;">Mínimos Quadrados Ordinários (OLS)</p>
Bonomo e Brito (2001)	<p>Versão <i>Forward-looking</i>: $h_t = 0,57h_{t-1} + 0,35E_t(h_{t+1}) - 0,2 \left(\frac{1}{1+0,1} \right) i_{t-1} + \frac{0,2}{(1+0,1)0,69} \left\{ \pi_{t-1} - (1-0,69)\pi_{t-2} - 0,09[h_{t+1} + h_{t+2}] \right\} - 0,01q_{t-1} + \varepsilon_{1t}$</p> $\pi_t = 0,69(1+0,1)E_t(\pi_{t+1}) + (1-0,69)\pi_{t-1} + 0,09(h_t + h_{t-1}) + 0,1[(1-0,69)\Delta q_t - 0,69i_t] - [0,1 \cdot 0,69\varepsilon_{3t} - \varepsilon_{4t}]$ <p>Versão <i>backward-looking</i>:</p> $h_t = 0,01 + 0,64h_{t-1} - 0,28[i_{t-1} - E_{t-1}\pi_t] - 0,01q_{t-1} + \varepsilon_{1t}$ $\pi_t = \pi_{t-1} + 0,1(h_t + h_{t-1}) + 0,1\Delta q_t + \varepsilon_{4t}$ <p style="text-align: center;">Método: Mínimos quadrados em três estágios (3SLS)</p>
Muinhos, Alves e Riella (2002)	$\Delta e_t = 0,513\Delta e_{t-1} - 9,238(Selic_t - FFunds_t) + 49,938\Delta SCBond_t + 0,487(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^f) + \varepsilon_t$ $SCBond_t = -0,0004 + 0,86SCBond_{t-1} - 0,84\Delta Re s / PIB_t + 0,14DLT / PIB_t - 0,25TCor / PIB_t + \eta_t$ $\exp_t = -0,57 + 0,56 \exp_{t-1} + 0,44 y_t^* + 0,14\theta_{t-1} - 0,26lpx_t - 0,09S_1 + 0,15S_2 + 0,1S_3 - 0,24D_{91:03}$ $imp_t = -3,08 + 0,57imp_{t-1} + 1,17y_t - 0,19\theta_{t-1} - 0,1S_1 - 0,02S_2 + 0,02S_3 + 0,33D_{imp} - 0,19D_{95:03} - 0,3D_{97:01} - 0,2D_{99:01}$ $juro_t = -0,34 - 0,19 juro_{t-1} + 0,7 juro_{t-2} + 0,66 y_{t-1} + 0,12\theta_{t-1} + 0,11emp_{t-3} - 0,005trend + 0,52D_{89:03} - 0,66D_{92:03} - 0,55D_{93:04} - 0,56D_{97:01} - 0,8D_{(-1)}^{P.Real} + 0,76D_{(-2)}^{P.Collor}$ $lucro_t = 65,81 - 2,76\theta_{t-1} - 11,59y_{t-3} + 0,15\Delta(FDI_{t-1}) + 0,44dumFDI_t + 0,11trend + 0,65Seas_1 + 0,9Sesa_2 + 0,47Seas_3 - 1,83D_{96:02}$ $FDI_t = -18,84 + 0,62FDI_{t-1} - 14,94\Delta SCBond_{t-1} + 3,94y_t + 0,45lucro_{t-1}$ $emp_t = -7,12 + 0,58emp_{t-1} + 0,21emp_{t-2} + 1,87y_{t-1} + 1,11D_{96:04} + 0,72D_{(-2)}^{P.Real} - 1,18D_{(-3)}^{P.Real}$ <p style="text-align: center;">Método: Mínimos Quadrados de Dois Estágios (TSLS) e Mínimos Quadrados Ordinários (OLS)</p>

Almeida <i>et al.</i> (2003)	<p>Economia Fechada:</p> $y_t = 0,34y_{t-1} - 0,06i_t + u_{t+1}$ $\pi_t = 0,60\pi_t + 0,34y_{-1t} + \eta_{t+1}$ <p>Economia Aberta:</p> $y_t = 0,36y_{t-1} + 0,06i_t - 0,04e_{t-2} + u_t$ $\pi_t = 0,65\pi_{t-1} + 0,08y_{t-1} + 0,07\Delta\varepsilon_t + \eta_{t+1}$ <p>Mínimos Quadrados de Dois Estágios (TSLS)</p>
Araújo (2003)	$h_t = 0,05 + 0,25h_{t-1} + 0,05h_{t-2} - 0,8i_{t-1} + \varepsilon_t^d$ $\pi_t = 0,4\pi_{t-1} + 0,2\pi_{t-2} + 0,1h_{t-1} + 0,4[\Delta p_t^F + \Delta i_t^F + \Delta x_t - \Delta i_t + \eta_t] + \varepsilon_t^n$ $X_t = 0,006 + 0,897X_{t-1} + 0,185[i_t - (h_t - h_{t-1} + k) + \log(S_t)] + \eta_t$ <p>Método: Mínimos Quadrados Ordinários (OLS)</p>
Morais, Andrade e Silva (2004)	$\pi_{t+1} = 0,86\pi_t + 0,03y_t + 0,04(e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}^\pi$ $y_{t+1} = 0,36y_t - 0,44r_t + 0,02e_t + \varepsilon_{t+1}^y$ $e_{t+1} = -1,12r_t + 0,16rp_t + \varepsilon_{t+1}^e$ $rp_{t+1} = 0,9rp_t + 0,15b_t + \varepsilon_{t+1}^{rp}$ $b_{t+1} = 0,97b_t + 0,38r_t + 0,2(e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}^b$ $\Delta rp_{t+1} = 0,49\Delta rp_t + 1,22\Delta b_t + \varepsilon_{t+1}^{rp}$ <p>Método: Mínimos Quadrados Ordinários (OLS)</p>
Carvalho <i>et al.</i> (2006)	$\pi^{\text{exp12}} = 1,338 - 0,103I_{t-2} + 0,372M + 0,001sp_{t-2} + 0,566\pi_{t-1}^{\text{exp12}} + 1,292(e_t - e_{t-3}) + 0,046\pi + \varepsilon_t$ $swap_t^{180} = 0,768I_t + 0,006sp_t + 0,742\pi_t - 4,915D + \varepsilon_t$ $h_t = 0,257h_{t-2} + 0,245g_{t-3} - 0,17r_{t-6}^{180} + 2,053(q_{t-1}/q_{t-4}) - 2,727RAC - 1,433D + \varepsilon_t$ $\pi_t^c = 0,572\pi_{t-1}^c + 0,394\pi_{t-1}^{\text{exp12}} + 0,038\Delta e_{t-1} + 1,565D_1 + 1,351D_2 + \varepsilon_t$ $\pi_t^{nc} = 0,28\pi_{t-1}^{nc} + 0,353\pi_{t-2}^{nc} + 0,037h_{t-1} + 0,435\pi_{t-1}^{\text{exp12}} + 0,944D + \varepsilon_t$ <p>Método: Mínimos Quadrados de Dois Estágios e MQO</p>

⁶⁰ A curva de Phillips é uma combinação de duas especificações: *Backward-looking* e *Forward-looking*.