

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
PROGRAMA DE MESTRADO EM ECONOMIA**

ELAINE CRISTINA DE PIZA

**O NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E A POLÍTICA
MONETÁRIA NO BRASIL SOB METAS DE INFLAÇÃO:
UMA ANÁLISE EMPÍRICA**

MARINGÁ

2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

ELAINE CRISTINA DE PIZA

**O NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E A POLÍTICA
MONETÁRIA NO BRASIL SOB METAS DE INFLAÇÃO:
UMA ANÁLISE EMPÍRICA**

**Dissertação submetida ao Programa de
Mestrado em Economia da
Universidade Estadual de Maringá
como requisito parcial para obtenção do
título de Mestre em Economia.**

**Orientadora: Prof.^a Dr.^a Maria Helena
Ambrósio Dias**

Co-orientador: Prof. Dr. Joilson Dias

MARINGÁ

2006

Dedico este trabalho aos meus pais,
Inês e Nério, e ao meu namorado Arthur.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela vida, por todas as oportunidades que me são oferecidas e por renovar minhas forças, mantendo-me firme sempre que o desânimo e as dificuldades teimavam em aparecer.

Aos meus pais, Inês A. F. de Piza e Nério Balse de Piza, que me deram a vida e me ensinaram a vivê-la com dignidade não bastaria um simples agradecimento. Mas um muitíssimo obrigado. Obrigada por todo o apoio, compreensão e incentivo para que eu prosseguisse nos estudos. Sem essa estrutura familiar construída por vocês e os valores fundamentais que me ensinaram, meus sonhos teriam desabado na primeira dificuldade. A vocês todo meu amor e carinho.

Ao meu namorado, Arthur Cattaneo Zavadski, que conhece cada segundo dessa conquista, por estar sempre ao meu lado. Por todo amor e carinho dispensados em todos esses anos. Pela compreensão diante dos muitos momentos furtados da sua convivência. Pela palavra amiga e reconfortante nos momentos difíceis e por iluminar meu caminho nos momentos de dúvida. Muito obrigada por acreditar tanto no meu potencial e por tornar meus dias mais alegres.

Aos professores do Mestrado em Economia da UEM. Em especial à professora Maria Helena Ambrósio Dias, que orientou este trabalho, por toda sua paciência, dedicação, seriedade e entusiasmo pela Macroeconomia. Agradeço também ao professor e co-orientador Joilson Dias, pelas importantes contribuições que permitiram aprofundar o modelo econométrico e pelo incentivo a continuar na vida acadêmica.

Aos professores Neio Lúcio Peres Gualda e José Gabriel Porcille Meirelles, pelas importantes sugestões efetuadas na banca.

Aos amigos da turma 2004 que compartilharam as “emoções” do mestrado comigo, e também aos amigos da turma 2005 que conheci depois.

À secretária do Programa de Pós-Graduação em Economia, Maria Odila Pegoraro, pela paciência dispensada a todos os alunos.

A todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização deste trabalho.

Pouco conhecimento faz que as criaturas se sintam orgulhosas.
Muito conhecimento, que se sintam humildes.
É assim que as espigas sem grãos erguem
desdenhosamente a cabeça para o céu, enquanto que
as cheias a baixam para a terra, sua mãe.

Leonardo da Vinci.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	vii
LISTA DE FIGURAS	viii
LISTA DE GRÁFICOS	ix
RESUMO	x
ABSTRACT	xi
INTRODUÇÃO	1
1 EVOLUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: DE KEYNES À EMERGÊNCIA DE UM NOVO CONSENSO	5
1.1 INTRODUÇÃO.....	5
1.2 EVOLUÇÃO DA TEORIA MONETÁRIA: DE KEYNES AOS NOVO-KEYNESIANOS.....	8
1.2.1 Keynes e a Síntese Neoclássica	8
1.2.2 O Fim do Consenso Keynesiano.....	14
1.2.2.1 As expectativas racionais e a escola novo-clássica.....	15
1.2.2.2 A teoria novo-keynesiana.....	18
1.3 NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO.....	21
1.3.1 Modelo Estrutural do Novo Consenso.....	27
1.3.1.1 O modelo do novo consenso.....	27
1.4 TAXA DE JUROS NO NOVO CONSENSO.....	35
1.4.1 Dilema de Política Monetária.....	37
1.5 MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA.....	40
1.5.1 Mudança na Taxa de Juros Básica e sua Transmissão ao Sistema Bancário, às Expectativas e aos Ativos Financeiros.....	41
1.5.2 Efeitos dos Juros sobre a Demanda Agregada e sobre a Inflação.....	43
1.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	45
2 POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL SOB METAS DE INFLAÇÃO: A TRAJETÓRIA DA TAXA DE JUROS	48
2.1 INTRODUÇÃO.....	48
2.2 DA ÂNCORA MONETÁRIA À FLUTUAÇÃO CAMBIAL.....	49
2.3 TRANSIÇÃO PARA O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO.....	54
2.4 IMPLEMENTAÇÃO DO SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO.....	57

2.5	CONDICIONANTES DA POLÍTICA MONETÁRIA SOB METAS DE INFLAÇÃO.....	61
2.5.2	Acomodação ao Regime de Metas de Inflação: 1999 a 2000.....	61
2.5.3	Choques e Descumprimento da Meta de Inflação em 2001.....	65
2.5.4	Choques Externos e Eleição: o Conturbado Período de 2002 e 2003.....	68
2.5.5	A Recuperação Econômica em 2004 e 2005.....	75
2.6	RETOMANDO O MODELO DO “NOVO CONSENSO”: A TRAJETÓRIA DA TAXA DE JUROS NO BRASIL.....	79
2.7	CONSIDERAÇÕES FINAIS	86
3	ANÁLISE EMPÍRICA DOS EFEITOS DA TAXA DE JUROS SOBRE AS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO.....	89
3.1	INTRODUÇÃO.....	89
3.2	PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS.....	89
3.2.1	Testes de Raiz Unitária.....	91
3.2.2	Vetores Auto-regressivos (VAR).....	94
3.2.3	Causalidade e Precedência em Séries Temporais.....	95
3.3	DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	96
3.3.1	Hiato do produto (LHIATO).....	96
3.3.2	Expectativa do hiato do produto (LEHIATO).....	98
3.3.3	Taxa de inflação (LIPCA) e expectativas de inflação (LEINFLACAO).....	99
3.3.4	Taxa de juros nominal (LSELIC) e taxa de juros real (LJREAIS).....	99
3.4	APRESENTAÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS.....	100
3.5	APURAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS ECONOMETRÍCOS.....	103
3.5.1	Testes de Raiz Unitária.....	103
3.5.2	Estimação do Modelo VAR: Fórmula Reduzida	105
3.5.2.1	Decomposição da variância.....	112
3.5.2.2	Análise de choques exógenos sobre a demanda agregada.....	115
3.5.3	Análise de Exogeneidade.....	120
3.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	124
4	CONCLUSÕES.....	127
	REFERÊNCIAS.....	130
	ANEXOS.....	138

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 -	CORRELAÇÕES LINEARES: 1999:06 a 2005:10.....	80
TABELA 2 -	DESCRIÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS (NO NÍVEL).....	100
TABELA 3 -	TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF).....	104
TABELA 4 -	TESTE PHILLIPS-PERRON (PP).....	104
TABELA 5 -	TESTE DICKEY-FULLER-GLS.....	104
TABELA 6 -	TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	105
TABELA 7 -	TESTE DO CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE DEFASAGENS.....	106
TABELA 8 -	TESTE DE WALD PARA EXCLUSÃO DE DEFASAGENS.....	106
TABELA 9 -	TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER.....	107
TABELA 10 -	ESTIMATIVA DO MODELO VAR: FORMA REDUZIDA.....	109
TABELA 11 -	TESTE χ^2 (2) DE JARQUE-BERA.....	111
TABELA 12 -	TESTE LM DE AUTOCORRELAÇÃO.....	111
TABELA 13 -	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO LOG DA TAXA DE INFLAÇÃO (LIPCA).....	113
TABELA 14 -	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO LOG DA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO (LEINFLACAO).....	114
TABELA 15 -	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO LOG DA TAXA DE JUROS (LSELIC).....	114
TABELA 16 -	TESTE DE EXOGENEIDADE EM BLOCO – GRANGER.....	119
TABELA 17 -	TESTES DE EXOGENEIDADE.....	123

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 -	MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA.....	40
FIGURA 2 -	COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS IPCA e EINFILACAO.....	101
FIGURA 3 -	COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS HIATO e EHIATO.....	101
FIGURA 4 -	COMPORTAMENTO DA VARIÁVEL SELIC e JREAIS.....	102
FIGURA 5 -	TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR.....	112
FIGURA 6 -	RESPOSTA DA TAXA DE INFLAÇÃO A UM "IMPULSO" NAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO E NA TAXA DE JUROS.....	115
FIGURA 7 -	RESPOSTA DA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO A UM "IMPULSO" NA TAXA DE INFLAÇÃO E NA TAXA DE JUROS.....	117
FIGURA 8 -	RESPOSTA DA TAXA DE JUROS SELIC A UM "IMPULSO" NA TAXA DE INFLAÇÃO E NA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO.....	117

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 -	EVOLUÇÃO DA INFLAÇÃO ACUMULADA EM 12 MESES – IPCA..	62
GRÁFICO 2 -	EVOLUÇÃO DA TAXA SELIC DEFINIDA PELO COPOM.....	64
GRÁFICO 3 -	EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO ACUMULADA PARA OS PRÓXIMOS 12 MESES – IPCA.....	67
GRÁFICO 4 -	EVOLUÇÃO DO EMBI+ BRASIL 1998-2005.....	68
GRÁFICO 5 -	TAXA DE CâMBIO R\$/US\$ - MÉDIA DO PERÍODO – COMPRA.....	69
GRÁFICO 6 -	SELIC, EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO E JUROS REAIS.....	70
GRÁFICO 7 -	INFLAÇÃO MENSAL (IPCA) E DESVIO DA INFLAÇÃO EM RELAÇÃO À META.....	72
GRÁFICO 8 -	NECESSIDADE FINANCIAMENTO DO SETOR PÚBLICO – CONCEITO PRIMÁRIO.....	74
GRÁFICO 9 –	DÍVIDA LÍQUIDA DO SETOR PÚBLICO.....	75
GRÁFICO 10 -	SELIC E EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO.....	81
GRÁFICO 11 -	SELIC E DESVIO DA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO.....	82
GRÁFICO 12 –	SELIC (% a. a.) E TAXA DE INFLAÇÃO (% EM 12 MESES).....	83
GRÁFICO 13 -	METAS DE INFLAÇÃO E IPCA - % ACUMULADO NO ANO.....	84
GRÁFICO 14 –	SELIC E TAXA DE CâMBIO.....	85
GRÁFICO 15 –	SELIC, HIATO E EXPECTATIVA DO HIATO.....	85
GRÁFICO 16 -	TAXAS REAIS DE VARIAÇÃO DO PIB.....	86

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar o impacto da política monetária, adotada pelo Banco Central do Brasil, sobre as expectativas de inflação dos agentes econômicos, a partir da introdução do regime de metas de inflação. Como referencial teórico, utiliza-se o conjunto de princípios conhecido na literatura por Novo Consenso Macroeconômico. Entre esses princípios, está a idéia de que a estabilidade de preços é uma atribuição da política monetária, e que os bancos centrais devem escolher uma meta de longo prazo para a inflação e se antecipar às pressões inflacionárias. Além disso, atribui-se uma importância significativa às expectativas. O modelo estrutural do novo consenso possui três equações principais: a) uma curva IS; b) uma curva de Phillips; e, c) uma regra de política monetária. Nesse modelo, a taxa de juros é endógena, reagindo aos desvios das expectativas em relação à meta de inflação, sendo o único instrumento à disposição do banco central para conter os excessos de demanda e controlar a taxa de inflação. Ao alterar a taxa de juros, o Banco Central tenta influenciar as expectativas em convergência com a meta de inflação. Logo, espera-se que a taxa de juros seja capaz de influenciar as expectativas de preços dos agentes na direção esperada pelo Banco Central. Para capturar a relação dinâmica entre as variáveis, utilizou-se o modelo de vetores auto-regressivos (VAR) nas análises econométricas, com dados mensais compreendendo o período entre junho de 1999 e outubro de 2005. Adicionalmente, foram realizados os testes de Causalidade de Granger e de Exogeneidade. Os resultados sugerem que: a) A política monetária realizada no Brasil está coerente com o novo consenso; b) A taxa de juros é precedida pela taxa de inflação e pelas expectativas de inflação; c) A taxa de juros não antecede às expectativas de inflação, é apenas fracamente exógena em relação a elas; d) Choques não esperados na taxa de juros reduzem as expectativas de inflação; e) O hiato esperado do produto é precedido pela taxa de juros; f) Os efeitos das expectativas de inflação sobre a taxa de juros são mais evidentes do que os efeitos da taxa de juros sobre as expectativas; g) O mercado tem papel significativo na conduta do Banco Central, influenciando as decisões de política monetária.

Palavras-chave: Política Monetária; Novo Consenso Macroeconômico; Taxa de Juros; Metas de Inflação; Expectativas de Inflação.

ABSTRACT

This work aims to analyze the impact of the monetary policy, adopted by the Central Bank of Brazil, on the inflation expectations of the economic agents, after the implementation of the inflation targeting. As theoretical referential, it uses the group of principles called New Consensus Macroeconomic. Among those principles, it is the idea that the stability of prices is an attribution of the monetary policy, and that the central banks should choose a target of long period for the inflation and anticipated to inflationary pressures. Besides, a significant importance is attributed to the expectations. The structural model of the new consensus contains three main equations: a) a curved IS; b) a Phillips curve; and, c) a rule of monetary policy. In that model, the interest rate is endogenous, reacting to the deviations of the expectations from inflation target, being the only instrument available to the central bank to deter the demand excesses and to control the inflation rate. Altering the interest rate, the central bank tries to influence the expectations in convergence with the inflation target. Therefore, it is expected that the interest rate be able to drive the agents' prices expectations in the direction desired by the central bank. To capture the dynamic relationship among the variables, a vectorial auto regressive model (VAR) was used for the econometrics analysis, with monthly data from June of 1999 to October of 2005. Additionally, the Granger Causality test and the Exogeneity test were presented. The results suggest that: a) The monetary policy accomplished in Brazil is coherent with the new consensus; b) The interest rate is preceded by the inflation rate and by the inflation expectations; c) The interest rate doesn't precede to the inflation expectations, it is just weakly exogenous in relation to them; d) Shocks not anticipated in the interest rate reduce the inflation expectations; e) The gap expected is preceded by the interest rate; f) The effects of the inflation expectations on the interest rate are more evident than the effects of the interest rate on the expectations; g) The market has significant role in the conduct of the Central Bank of Brazil, influencing the monetary policy decisions.

Key-words: Monetary Policy; New Consensus Macroeconomic; Interest Rate; Inflation Targeting; Inflation Expectations.

INTRODUÇÃO

Ao longo de sua evolução, a teoria macroeconômica suscitou inúmeras controvérsias. Os debates mais intensos, como os protagonizados pelos keynesianos e monetaristas e aqueles ocorridos entre keynesianos e teóricos das expectativas racionais e dos Ciclos Reais, sugerem a dificuldade em se estabelecer um consenso em macroeconomia. No entanto, a literatura econômica afirma ter existido um consenso em torno das idéias de Keynes entre as décadas de 1950 e 1960. Tal consenso teria se desfeito na década de 1970 diante das lacunas teóricas e empíricas encontradas no modelo keynesiano.

Não obstante, as pesquisas recentes apontam para a formação de um novo consenso na macroeconomia. Não se trata de um consenso generalizado. Há ainda inúmeras divergências a serem resolvidas. Mas há um núcleo central da macroeconomia cujos princípios são aceitos tanto por economistas acadêmicos quanto pelos bancos centrais. É este núcleo que está sendo chamado de Novo Consenso Macroeconômico.

Entre os princípios que norteiam esse novo consenso está a aceitação da existência de uma curva de Phillips a ser explorada no curto prazo. Em função da rigidez de preços e salários, a política monetária é capaz de afetar o produto da economia. No entanto, no longo prazo, entendido como o período em que os preços e salários são flexíveis, os efeitos da política monetária só se dão sobre a taxa de inflação, e a curva de Phillips é vertical.

Adicionalmente, observa-se o retorno da interação entre teoria acadêmica e a execução prática da política econômica. Bancos centrais de diversas economias estão cientes de que a política monetária não é capaz de sustentar um nível de produto permanentemente acima do seu nível natural e que o principal objetivo da política monetária deve ser a obtenção e manutenção da estabilidade de preços. Dessa forma, começou a ganhar importância a adoção de uma estratégia de política monetária cuja principal característica é antecipar-se a quaisquer pressões inflacionárias futuras.

Para nortear as decisões dos bancos centrais, o novo consenso fornece um modelo estrutural baseado em três equações principais: a) uma curva de demanda agregada, ou curva IS, que fornece a resposta do produto às alterações na taxa de juros real; b) uma curva de oferta agregada, ou curva de Phillips, que indica o comportamento da taxa de inflação diante de alterações no hiato do produto e na inflação esperada; e, c) uma regra de política monetária que diz como a taxa de juros deve ser alterada em resposta ao hiato do produto e aos desvios da inflação esperada em relação à meta de inflação. Nesse sentido, o novo consenso incorpora o uso de metas de inflação como regime de política.

De acordo com o modelo estrutural do novo consenso, a taxa de juros é o único instrumento à disposição do banco central para correção do excesso de demanda e convergência das expectativas de inflação em direção à meta. Em função disso, um importante papel é atribuído às expectativas.

Na verdade, o que ocorre no novo consenso é um processo de interação entre os agentes econômicos, chamados de ‘mercado’, e o banco central. Resumidamente, o banco central fixa a meta de inflação a ser perseguida e indica seu objetivo ao mercado. Por sua vez, o mercado forma suas expectativas com base na percepção que os agentes possuem a respeito da eficácia e credibilidade da política monetária. O banco central, então, observa essas expectativas, e caso elas divirjam da meta de inflação, ajusta a taxa de juros tentando influenciar as expectativas em direção ao seu objetivo.

Embora o banco central deva utilizar sua própria expectativa de inflação para tomar suas decisões, as expectativas do mercado são extremamente importantes, pois condicionam as decisões de preços tomadas pelos agentes. Daí a necessidade da política monetária influenciá-las. Em outras palavras, espera-se que a taxa de juros definida pelo banco central seja capaz de influenciar as expectativas de preços dos agentes, exercendo os efeitos esperados sobre a taxa de inflação.

Assim como diversos bancos centrais na atualidade, entre eles o Banco Central de Inglaterra e o Banco Central do Canadá, o Banco Central brasileiro também adota um modelo estrutural baseado no modelo do novo consenso para guiar suas decisões de política monetária, desde que adotou o regime de metas de inflação.

O regime de metas de inflação foi adotado no Brasil em 1999, após o episódio da flutuação cambial que pôs fim à âncora nominal utilizada para manter a estabilidade de preços. Para que o regime de metas pudesse ser implantado, o Banco Central do Brasil precisou desenvolver um significativo esforço de pesquisa para desenvolver modelos de previsão que fornecessem o exato mecanismo de transmissão da taxa de juros sobre a economia, além de possibilitarem a antecipação às pressões inflacionárias. Desde então, o Banco Central do Brasil gerencia a taxa de juros de modo a evitar o descumprimento das metas de inflação.

Diante do exposto, o objetivo do presente trabalho é verificar se a política monetária brasileira está sendo capaz de influenciar as expectativas de inflação na direção desejada, em convergência com as metas de inflação. Em outras palavras, pretende-se testar a resposta das expectativas e da taxa de inflação às ações de política monetária, caracterizadas por movimentos na taxa de juros nominal Selic.

O período considerado para análise vai de junho de 1999 a outubro de 2005, compreendendo o período a partir da introdução do regime de metas de inflação. Para a realização do trabalho, utilizou-se a metodologia de Vetores Auto-regressivos (VAR), as funções impulso-resposta, testes de causalidade e de exogeneidade, com o intuito de verificar a relação de precedência entre a taxa de juros, taxa de inflação e expectativas de inflação. Espera-se que a taxa de juros apresente algum grau de exogeneidade em relação às expectativas de inflação, para que possa influenciá-las.

A utilização da metodologia VAR justifica-se por permitir a análise da interação dinâmica entre as variáveis sem ter que assumir, a priori, endogeneidade de uma ou mais variáveis. Ademais, os instrumentos de análise subjacentes aos modelos VAR permitem descrever a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR, além de fornecerem a resposta de uma determinada variável aos choques ocorridos sobre as variáveis incluídas no modelo, permitindo prever os possíveis impactos da taxa de juros sobre a taxa de inflação e sobre a inflação esperada.

Para cumprir os objetivos propostos, o trabalho foi estruturado em quatro capítulos, além desta introdução.

O primeiro capítulo apresenta o fundamento teórico para o estudo. Primeiramente, realiza-se uma breve descrição da evolução da teoria monetária desde Keynes até a escola novo-clássica. Em seguida, são apresentados as características e o modelo estrutural do novo consenso. Posteriormente, apresenta-se o papel da taxa de juros dentro do novo consenso e os canais de transmissão da política monetária.

O segundo capítulo fornece uma descrição da política monetária brasileira a partir do início do Plano Real, com ênfase no período posterior à introdução do regime de metas de inflação. Ressalta-se o comportamento da taxa de juros e das variáveis taxa de inflação, produto e expectativas de inflação diante dos choques que atingiram a economia.

O terceiro capítulo apresenta os resultados empíricos obtidos a partir da aplicação do modelo do novo consenso à economia brasileira. Inicia-se com a descrição teórica dos procedimentos econométricos utilizados, seguidos pela apresentação das séries utilizadas. Posteriormente, apresentam-se os resultados obtidos com a estimação do modelo VAR. Adicionalmente, foram realizados os testes de exogeneidade que permitiram verificar a exogeneidade da taxa de juros em relação às expectativas de inflação.

Por fim, no último capítulo são apresentadas as considerações finais sobre o trabalho.

1 EVOLUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: DE KEYNES À EMERGÊNCIA DE UM NOVO CONSENSO

Two economists. Three opinions.
MEYER, 2001.

1.1 INTRODUÇÃO

Os últimos 30 anos impuseram grandes transformações na teoria econômica. Até a década de 1970 a macroeconomia parecia mais certa de suas respostas, e questões como quais eram as causas das flutuações do emprego e como as políticas econômicas deveriam responder a essas flutuações eram mais facilmente respondidas (MANKIW, 1990).

A visão dominante era a Síntese Neoclássica, caracterizada pela integração das idéias da Teoria Geral de John Maynard Keynes às idéias de seus antecessores clássicos. O núcleo central da síntese neoclássica foi o modelo IS-LM, desenvolvido por John Hicks e Alvin Hansen na década de 1930, e que pretendia representar a essência da Teoria Geral de Keynes através de uma formalização matemática baseada em um sistema de equações simultâneas. Durante muito tempo, a síntese neoclássica permaneceu como um consenso e foi altamente influente tanto na teoria quanto na política econômica aplicada. Por sua vez, o modelo IS-LM tornou-se o principal instrumento para o ensino e a prática da macroeconomia e a Curva de Phillips, integrada à síntese neoclássica, descrevia a contento o processo de ajustamento de preços (BLANCHARD, 1999).

Apesar da aceitação, o modelo keynesiano recebeu críticas de um grupo de economistas conhecidos como monetaristas. Não obstante às rivalidades teóricas entre keynesianos e monetaristas, a macroeconomia parecia fornecer um aparato bem-sucedido para explicar os acontecimentos e orientar as escolhas de política econômica.

Porém, a década de 1970 revelou a incapacidade da economia keynesiana em continuar descrevendo o comportamento da economia e o *trade-off* entre taxa de inflação e taxa de desemprego mostrou-se inoperante mesmo no curto prazo, para

economias com desemprego crônico. Com isso, a macroeconomia começou a questionar seus próprios resultados.

Além da evidência empírica, um segundo aspecto decisivo para pôr fim ao consenso existente em torno do modelo keynesiano, foi o início da revolução das expectativas racionais (McCALLUM, 1999). Os desafios levantados pela crítica das expectativas racionais levaram a uma revisão da macroeconomia e à extensão de sua estrutura básica para levar em conta as novas implicações teóricas. Muito esforço foi feito no sentido de reconstruir a macroeconomia sob sólidos fundamentos microeconômicos.

A partir dos anos de 1980, três grupos teóricos passaram a dominar as linhas de pesquisa: os economistas novo-clássicos dos ciclos reais de negócios, os novo-keynesianos e os novos teóricos do crescimento (BLANCHARD, 1999).

A distância entre os modelos de preços flexíveis da análise dos ciclos reais, nos quais a política monetária não importa para a atividade real, e os modelos de rigidez de preços dos novo-keynesianos, nos quais a política monetária é central para a evolução da atividade econômica, fornece a medida da divergência intelectual existente na macroeconomia na década de 1980. Diante dessa divergência, os desenvolvimentos teóricos tiveram pouco impacto na economia aplicada e o modelo IS-LM, expandido pela curva de Phillips, continuou fornecendo o melhor instrumental da época para a prática da política econômica (MANKIW, 1990).

No entanto, autores como Meyer (2001) e Le Heron (2003) afirmam que a década de 1990 sinalizou a emergência de um novo consenso na macroeconomia, baseado nos fundamentos da teoria novo-keynesiana. Goodfriend e King (1997) vão ainda mais longe ao afirmarem que a macroeconomia está se movendo em direção a uma Nova Síntese Neoclássica, caracterizada pela junção da economia novo-clássica à economia novo-keynesiana.

Porém, como destacado por Taylor (2000), o movimento teórico atual não representa a existência de um consenso geral, já que os debates ainda continuam a respeito de vários aspectos da teoria. Nem mesmo equivale à Síntese Neoclássica da década de 1960. Mas, a despeito de toda divergência que ainda possa existir, há um núcleo central da macroeconomia cujos elementos são aceitos por todos. Entre estes

elementos estão a aceitação da neutralidade da política monetária no longo prazo e a não-neutralidade no curto prazo.

O modelo utilizado para representar a economia do novo consenso possui três equações principais: uma equação de demanda agregada, uma curva de oferta agregada e uma regra de política na qual a taxa de juros é o instrumento de política monetária. Além disso, o modelo sugere o uso de metas de inflação, uma vez que o instrumento de política é ajustado em resposta aos desvios da inflação da meta fixada pelo banco central.

Portanto, o modelo incorpora a forma como a política monetária é conduzida na atualidade. Bancos centrais das principais economias utilizam a taxa de juros nominal como instrumento de política, em oposição ao uso da oferta de moeda, ajustando-a sistematicamente em resposta à evolução da demanda agregada e da inflação, ao invés de determiná-la exogenamente. Além disso, diversos bancos centrais adotaram, mesmo que implicitamente, o uso de metas de inflação para garantir a estabilidade dos preços.

No modelo do novo consenso, as expectativas dos agentes econômicos privados (mercado) desempenham um papel fundamental. Sob metas de inflação, os bancos centrais devem reagir antecipadamente às previsões dos agentes de forma a evitar o descumprimento da meta. Nesse sentido, há uma relação de interdependência entre a política monetária e os agentes econômicos. A política monetária, ao mesmo tempo em que reage às expectativas, deve influenciá-las em direção ao seu objetivo.

No entanto, Le Heron (2003) alerta que ao seguir as expectativas do mercado, corre-se o risco que a política monetária seja determinada por elas. Em outras palavras, o banco central atuaria exatamente da forma requerida pelo mercado, validando suas expectativas.

Com base no exposto, este primeiro capítulo pretende descrever as características do núcleo teórico que vem sendo chamado de ‘novo consenso macroeconômico’ e suas implicações em termos de condução da política monetária. O objetivo é utilizar esse referencial teórico, para em seguida, analisar a condução da política monetária no Brasil a partir da adoção do regime de metas de inflação.

Para atingir esses objetivos, o presente capítulo foi organizado em seis seções,

incluindo esta introdução. Na segunda seção, apresenta-se um breve relato dos desenvolvimentos teóricos ocorridos nos últimos 30 anos no campo da política monetária. A terceira seção traz uma descrição do modelo do novo consenso. Na quarta seção, apresenta-se o papel da taxa de juros dentro do novo consenso. Na quinta seção são analisados os canais através dos quais ocorre a transmissão dos efeitos da política monetária para a economia. E, por fim, na sexta seção são apresentadas as considerações finais do capítulo.

1.2 EVOLUÇÃO DA TEORIA MONETÁRIA: DE KEYNES AOS NOVO-KEYNESIANOS

A epígrafe escolhida para iniciar este capítulo ilustra a dificuldade em se estabelecer um consenso dentro da teoria econômica. No entanto, apesar dessa dificuldade, o período compreendido entre a publicação da Teoria Geral de Keynes e o início da década de 1970 vivenciou um relativo consenso na macroeconomia. Esse consenso se caracterizou pela convergência entre teoria e prática, uma vez que as políticas de inspiração keynesiana foram amplamente implementadas nas principais economias desenvolvidas.

Em poucos anos, a Teoria Geral de Keynes transformou a macroeconomia. Embora não fosse aceita por todos, a maioria das discussões acadêmicas se organizou em torno dela. Além disso, a integração de muitas idéias de Keynes com as idéias de seus antecessores resultou em um amplo consenso em princípios da década de 1950. Esse consenso foi chamado de síntese neoclássica (MANKIW, 1990).

1.2.1 Keynes e a Síntese Neoclássica

Popularizada por Paul Samuelson¹, a síntese neoclássica desenvolveu-se a partir da integração da macroeconomia de Keynes com uma microeconomia clássica de inspiração walrasiana e permaneceu como a visão dominante por cerca de vinte anos.

¹ SAMUELSON, P. *Economics*. New York: McGraw-Hill, 1955.

Em anos recentes, 90% dos economistas americanos pararam de ser ‘economistas keynesianos’ ou ‘economistas antikeynesianos’. Em vez disso, eles trabalharam para criar uma síntese do que é válido tanto na economia antiga como nas modernas teorias de determinação da renda. O resultado pode ser chamado de economia neoclássica e é aceito, em suas linhas gerais, por quase todos os autores, excetuando-se uns 5% de extrema esquerda ou de extrema direita (SAMUELSON², apud BLANCHARD, 1999, p. 569).

Após a publicação da Teoria Geral, as pesquisas giraram em torno da interpretação e da formalização matemática do que Keynes queria dizer. A interpretação mais influente das idéias de Keynes foi feita por John Hicks³ em 1937 e deu origem ao modelo IS-LM (BORDO; SCHWARTZ, 2003). Embora o modelo IS-LM fosse criticado por não incluir muitas das idéias originais de Keynes, como o papel das expectativas, tornou-se o núcleo central da síntese neoclássica e o instrumento mais usado para explicar os ciclos de negócios e o papel das políticas para controlá-los (BLANCHARD, 1999).

A versão mais simples do modelo IS-LM descreve a economia através de duas relações envolvendo produto e taxa de juros. A primeira diz respeito ao mercado de bens e descreve uma relação negativa entre taxa de juros e produto. Uma taxa de juros mais elevada reduz o investimento ao reduzir a eficiência marginal do capital. Através do multiplicador, o investimento menor reduz a demanda. Como a taxa de juros maior reduz a demanda, o nível de produto no qual a quantidade demandada iguala a quantidade ofertada é menor. Essa relação negativa entre produto e taxa de juros é conhecida como curva IS (ROMER, 2000).

A segunda relação do modelo IS-LM refere-se ao mercado monetário. No modelo keynesiano geral, a demanda por moeda, ou preferência pela liquidez, é uma relação positiva da renda - demanda transacional - e uma relação negativa da taxa de juros - demanda especulativa. Assume-se que a oferta de moeda seja determinada exogenamente pelo banco central. Se a oferta de moeda é fixa, um aumento na renda aumenta a demanda por liquidez. Logo, a taxa de juros se eleva para restaurar o equilíbrio entre oferta e demanda por moeda. Da igualdade entre a quantidade de

² SAMUELSON, P. *Economics*. New York: McGraw-Hill, 1955.

³ HICKS, J. R. Mr. Keynes and the ‘Classics’. *Econometrica*, Vol. V, n.2, April, 1937. Reprinted in *Critical Essays*, Oxford Clarendon Press, 1967.

moeda demandada e a quantidade ofertada, deriva-se a curva LM que representa o equilíbrio no mercado monetário.

Apesar de Keynes (1982) afirmar que a política monetária desempenha um importante papel no estímulo à economia, devendo ser utilizada para reduzir a taxa de juros dos ativos líquidos e aumentar a eficiência marginal do capital, estimulando os investimentos privados e, com eles, a renda e o emprego, é à política fiscal que Keynes (1982) atribuiu a tarefa de combater as recessões.

Com base nessa argumentação, os economistas da síntese neoclássica concluíram que a política fiscal poderia afetar o produto mais depressa e de modo mais confiável do que a política monetária.

A base de sustentação das idéias da síntese neoclássica foi a definição de que o investimento tinha uma baixa sensibilidade em relação às modificações na taxa de juros. O fato de o investimento exibir uma baixa elasticidade-juros implica que uma grande redução da taxa de juros provocaria somente uma reduzida ampliação do investimento, o que os levou a admitir uma curva IS quase vertical. Nessas condições, o uso da política monetária não valeria a pena porque seria necessário reduzir drasticamente os juros para obter apenas pequenos aumentos de renda. Além disso, a aplicação da política monetária poderia causar efeitos não desejados sobre a taxa de inflação. De modo que, justifica-se considerar a política fiscal como instrumento mais eficaz de intervenção macroeconômica (BLANCHARD, 1999).

No modelo IS-LM os preços são considerados como dados. Os anos de 1960, entretanto, trouxeram à tona a inflação como um problema a ser explicado. A incorporação da Curva de Phillips permitiu corrigir essa falha, ao explicar os ajustamentos de preços em termos do *trade-off* entre taxas de inflação e de desemprego (MANKIWI, 1990). Dessa forma, as políticas de estabilização poderiam ser utilizadas para atingir qualquer ponto sob a curva, de acordo com o bom-senso dos *policymakers* em permitir aumentos na taxa de inflação para uma taxa de desemprego menor.

Como já mencionado, o modelo IS-LM tornou-se o instrumento central para o ensino e a prática da macroeconomia. Não obstante, o modelo foi amplamente criticado por sua falta de fundamentos microeconômicos, por assumir preços fixos, por

não considerar as expectativas e por resumir as complexidades econômicas a uma gama de relações agregadas (ROMER, 2000).

O primeiro grupo relevante de economistas que teceram críticas ao modelo keynesiano ficou conhecido como monetarista⁴, cujo principal representante foi Milton Friedman. Na década de 1960, os debates entre ‘keynesianos’ e ‘monetaristas’ dominaram a cena econômica. As discussões se centralizaram em três assuntos: a efetividade da política fiscal *versus* a política monetária, a estabilidade estrutural da curva de Phillips e o papel da política econômica (BLANCHARD, 1999).

Embora os economistas keynesianos atribuíssem à política fiscal um importante papel para conter as flutuações econômicas, os monetaristas argumentaram que a política fiscal, por si só, não ocasionava nenhum efeito significativo sobre o curso da renda nominal, da inflação ou das flutuações cíclicas. Ao contrário, a política monetária poderia explicar grande parte das flutuações da renda real e nominal no curto prazo, além de ser responsável pelo nível de preços no longo prazo. (BORDO; SCHWARTZ, 2003).

Em relação à curva de Phillips, Friedman⁵ e Phelps⁶ mostraram no final da década de 1960 que a relação empírica entre inflação e desemprego seria desfeita caso os *policymakers* tentassem explorá-la (MANKIWI, 2000). Segundo Friedman (1978), sempre há uma alternância temporária entre inflação e desemprego e não uma alternância permanente. A alternância temporária não é causada pela inflação por si mesma, mas pelo crescimento da taxa de inflação.

Ocorre que no modelo monetarista os trabalhadores formam expectativas de preços com base em informações sobre o passado. Esse processo de formação de expectativas foi chamado de expectativas adaptativas. Inicialmente, uma expansão monetária levaria à redução do desemprego em relação à taxa natural⁷, que é a taxa de

⁴ Monetarismo, segundo Bordo e Schwartz (2003) foi o nome dado por Karl Brunner em 1968 às proposições sobre a relação entre moeda e outras variáveis econômicas, tais como renda, preços e taxas de juros. Proposições negadas pelos economistas keynesianos. Especificamente, os monetaristas consideram a relação entre saldos monetários e renda nominal como uma relação forte, enquanto os keynesianos consideram-na fraca.

⁵ O artigo original foi: FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58 (1), março 1968, p. 1-17.

⁶ No artigo: PHELPS, E. S. Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of Political Economy*, parte 2, agosto 1968, p. 678-711

⁷ A hipótese da taxa natural afirma que não há um nível de preços capaz de manter o produto permanentemente acima da taxa natural de equilíbrio do mercado (*market-clearing*).

desemprego que ocorre quando a economia está em repouso, sem estar sob o efeito de nenhuma intervenção de política macroeconômica. Essa redução do desemprego ocorreria porque os empresários estariam dispostos a pagar um salário nominal mais alto. Os trabalhadores aceitariam trabalhar por entender que estariam recebendo um salário real maior, e a taxa corrente de desemprego se tornaria menor que a taxa natural.

Porém, em função da expansão monetária os preços aumentariam⁸, não ocorrendo o aumento no salário real esperado pelos trabalhadores. Dessa forma, o incentivo inicial para que estes aceitassem o emprego seria desfeito e o desemprego retornaria ao patamar vigente antes da execução da política monetária.

Assim, o efeito da política monetária sobre a economia só ocorre enquanto não se desfaz a ilusão monetária e o resultado final só se dá sobre os preços. Para que o desemprego permaneça abaixo da taxa natural é necessário que os trabalhadores sejam continuamente enganados, o que implica em uma inflação aceleracionista e em uma curva de Phillips vertical no longo prazo.

Portanto, para os economistas monetaristas a política monetária somente é eficaz para afetar o produto e o emprego no curto prazo. No longo prazo apenas é capaz de alterar as variáveis nominais. Por essa razão, Friedman (1978) se opõe ao uso da política monetária com o objetivo de ativar a economia. Dessas conclusões, resulta o papel que Friedman atribuía à política econômica, terceiro objeto de debate entre monetaristas e keynesianos.

Através da percepção da existência de defasagens de tempo entre a execução da política monetária e sua ação sobre a economia, Friedman denunciou que o uso indiscriminado da política com vistas a atingir um elevado nível de produto, além de não causar os efeitos esperados, ainda poderia causar distúrbios prejudiciais ao funcionamento econômico. O argumento era que as autoridades monetárias possuem

⁸ A explicação de como um desequilíbrio no mercado monetário afeta as variações nos preços vem da proposição monetarista de que a demanda por moeda é uma demanda por saldos reais - uma função de variáveis reais independente do valor nominal da moeda. Quando ocorre uma expansão monetária os saldos reais mantidos pelos indivíduos excedem os saldos desejados. Nessa situação os agentes desejarão dispor desse excesso de moeda em seu poder aumentando o volume de despesas e receitas, realocando a moeda em seu portfólio. Essa passagem de excesso de saldos reais para outros ativos resultaria em aumento de preços (PELÁEZ e SUZIGAN, 1978). A inflação, para os monetaristas, “é sempre e em todo lugar um fenômeno monetário”, no sentido que pode ser produzida somente por um crescimento da moeda mais rápido que o crescimento do produto.

uma compreensão limitada da economia, insuficiente para realizar um fino ajuste da política monetária e estabilizar o produto. Para Friedman, a relação entre mudanças na política monetária e mudanças na renda nominal não é suficientemente precisa para prever o efeito de uma política monetária dois ou três trimestres à frente (BORDO e SCHWARTZ, 2003).

Através dessa percepção, a recomendação de Friedman (1978) era que a autoridade monetária evitasse oscilações bruscas na política, guiando-se através de uma regra ao invés de deixar-se guiar pela discricionariedade. A receita, neste caso, é que fosse adotada publicamente uma taxa constante de crescimento para um nível monetário específico. Após a adoção de tal política pública, a autoridade monetária deveria seguir uma regra de “autonegação” para evitar grandes mudanças. Com a manutenção de um curso firme, a política monetária poderia fornecer uma importante contribuição à promoção da estabilidade econômica.

Bernanke (2003) observa que o uso do crescimento da oferta de moeda como instrumento principal da política monetária é o único aspecto do modelo de Friedman que não combina com o bom senso convencional. Claramente, a política monetária trabalha em primeira instância afetando a oferta de reservas bancárias e a base monetária. Entretanto, a taxa de crescimento monetário pode ser substancialmente afetada por um conjunto de fatores não relacionados à política propriamente dita, entre eles, as inovações financeiras.

Apesar das recomendações monetaristas, a política monetária continuou a ser executada através de políticas keynesianas expansionistas⁹. De acordo com Bernanke (2003), as tentativas de explorar o *trade-off* da Curva de Phillips, apesar das advertências de Friedman, contribuíram significativamente para a Grande Inflação dos anos 70, "*after the Great Depression, the second most serious monetary policy mistake of the twentieth century*" (BERNANKE, 2003, p. 3).

A citação a seguir fornece um retrato da macroeconomia na década de 1960:

⁹ Durante os anos 70 houve uma considerável discussão sobre regimes de política caracterizados por metas de crescimento de agregados monetários e países como Alemanha, Japão e Estados Unidos engajaram-se, entre os anos 70 e 80, no 'experimento monetarista'. Contudo, a partir de 1982, o Banco Central americano reverteu seu procedimento operacional para um esquema voltado para o uso da taxa de juros dos fundos Federais como instrumento de política. Os agregados monetários perderam importância na execução da política em função da dificuldade em controlá-los (BORDO, 1986).

The 1960s were a time of great optimism for macroeconomists. Many economists viewed the business cycle as dead. The Keynesian model was the reigning paradigm and it provided all the necessary instructions for manipulating the levers of monetary and fiscal policy to control aggregate demand. Inflation occurred if aggregate demand was stimulated ‘excessively’ and unemployment arose if demand was ‘insufficient’. The only dilemma faced by policymakers was determining the most desirable location along this inflation-unemployment trade-off or Phillips curve. The remaining intellectual challenge was to establish coherent microeconomic foundations for the aggregate behavioral relations posited by the Keynesian framework, but this was broadly regarded as a detail that should not deter policymakers in their efforts to ‘stabilize’ the economy (PLOSSER, 1989, p. 51).

A partir dos anos de 1970, entretanto, o relativo consenso em torno do modelo keynesiano deixou de existir e o meio acadêmico passou a buscar novas interpretações para as flutuações econômicas.

A mudança de direção na pesquisa acadêmica ocorreu em função de 2 lacunas encontradas nos modelos keynesianos, uma empírica e outra teórica. A lacuna empírica dizia respeito à incapacidade do consenso dominante em explicar a ocorrência simultânea de aumento nas taxas de inflação e aumento nas taxas de desemprego durante os anos de 1970. A visão dominante era que a relação entre inflação e desemprego pudesse ser explorada no longo prazo. Já a lacuna teórica relacionava-se à ausência de fundamentos microeconômicos nos modelos (MANKIWI, 1990).

1.2.2 O Fim do Consenso Keynesiano

A década de 1970 representou um ponto de inflexão no pensamento acadêmico e nos arranjos institucionais relevantes à condução da política monetária. Em relação ao aparato institucional, a quebra do sistema Bretton Woods criou, pela primeira vez na história, uma situação na qual os bancos centrais tornaram-se responsáveis pela condução da política monetária sem uma âncora nominal imposta externamente. Diante dessa responsabilidade, os bancos centrais não se ajustaram de imediato e a inflação atingiu níveis sem precedentes nos países desenvolvidos (McCALLUM, 1999).

Quanto ao desenvolvimento teórico, os anos 1971 a 1973 caracterizaram-se

pela publicação dos artigos de Lucas (1972; 1973) e Sargent (1973) que deram início à revolução das expectativas racionais.

1.2.2.1 As expectativas racionais e a escola novo-clássica

A escola de pensamento novo-clássica surgiu a partir da crítica efetuada por Robert Lucas na década de 1970 à forma como a teoria e as aplicações macroeconômicas eram conduzidas¹⁰. De acordo com essa crítica, a determinação das variáveis macroeconômicas depende crucialmente das expectativas dos agentes, e uma vez que as políticas são aplicadas, tais expectativas podem mudar. Portanto, os modelos macroeconômicos devem considerar e quantificar o comportamento do agente racional, incorporando a hipótese das expectativas racionais (BARRO, 1992).

O objetivo dos novo-clássicos era reconstruir a macroeconomia a partir de sólidos fundamentos microeconômicos, mantendo os axiomas da otimização e do equilíbrio do mercado, da neutralidade da moeda e das expectativas racionais.

De acordo com a hipótese das expectativas racionais, os agentes econômicos agem racionalmente com respeito à acumulação e processamento das informações disponíveis (BORDO, 1986). De forma simplificada, esta hipótese postula que a formação das expectativas dos agentes não ocorre com base em eventos e experiências passadas. Ao contrário, as expectativas racionais implicam que os agentes conhecem a forma de operação da economia e formam suas expectativas com base em todas as informações disponíveis, de modo a não cometerem erros sistemáticos.

Há duas vertentes da hipótese de expectativa racional. A primeira, chamada de vertente fraca, assume que as pessoas aprendem com seus erros e não persistem em cometê-los. A segunda, chamada de versão forte, atesta que as pessoas realmente conhecem a estrutura do modelo que descreve a economia e formam suas expectativas com base nesse conhecimento (DATHEIN, 2000).

Segundo Mankiw (1990), uma das principais aplicações das expectativas racionais foi feita por Sargent e Wallace (1975). Estes economistas afirmaram que

¹⁰ No artigo: LUCAS, R. E., Jr., *Econometric policy evaluation: a critique*. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, n. 1, 1976, p. 19-46.

com agentes formando suas expectativas de forma racional e com a crença de que preços e salários são perfeitamente flexíveis, uma política monetária sistemática seria irrelevante para a trajetória do produto e do emprego, mesmo no curto prazo.

Dado um anúncio de medida de política monetária, os agentes econômicos racionais, entendedores da forma de operação da economia, rapidamente antecipam suas ações tornando ineficazes as medidas adotadas. Uma consequência dessa visão é que se as expectativas de inflação são formadas racionalmente, então o produto real não pode divergir do produto natural, e mudanças esperadas na política monetária serão refletidas completamente nos preços (BORDO, 1986).

Com a hipótese das expectativas racionais, a curva de Phillips ampliada pelas expectativas é vertical até mesmo no curto prazo, indicando que inflação que é esperada não influencia a taxa de desemprego. Esta visão conflita com a hipótese da taxa natural de Friedman (1978), baseada nas expectativas adaptativas, que argumenta que o produto pode divergir da taxa natural até que os agentes tenham ajustado completamente suas expectativas de inflação para a taxa de inflação verdadeira.

Somente no caso de surpresa monetária, ou seja, de políticas monetárias inesperadas, é que a taxa de desemprego poderia ficar temporariamente abaixo de sua taxa natural, sugerindo uma curva de Phillips negativamente inclinada. No entanto, esses efeitos ocorreriam apenas em um curto espaço de tempo. No longo prazo, a curva de Phillips seria vertical sob a taxa natural de desemprego, de modo que a inflação esperada fosse igual à inflação verdadeira e o desemprego fosse igual ao desemprego natural.

Como as pessoas não podem ser surpreendidas por eventos que ocorrem sistematicamente ou por políticas que são aplicadas de maneira consistente e uniforme, os novo-clássicos defendem que a autoridade monetária deve-se guiar por regras claras e plenamente conhecidas, a fim de evitar a criação de um ambiente de incerteza e desconfianças em relação ao comportamento do governo.

Kydland e Prescott¹¹ citado por Mankiw (1990) demonstraram que uma política discricionária, definida como uma reação à situação corrente, sempre irá levar

¹¹ KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, v. 85, junho 1977, p. 473-491.

a uma inconsistência dinâmica resultante da reação dos agentes racionais. Em qualquer ponto no tempo, os *policymakers* discricionários seriam tentados a inflacionar a economia para reduzir o desemprego. Os agentes racionais, entretanto, entenderiam essa possibilidade e ajustariam suas expectativas de inflação. Uma taxa de inflação esperada maior deterioraria o *trade-off* de curto-prazo entre inflação e desemprego. Como resultado, a política discricionária produziria inflação maior, sem reduzir o desemprego.

Por sua vez, a hipótese da inconsistência dinâmica mostra que um compromisso previamente assumido pela autoridade monetária poderia melhorar o comportamento da economia (FISCHER, 1988). Isso ocorre porque, se há um compromisso crível de manutenção da estabilidade de preços, os agentes racionais formarão suas expectativas com base nessa previsão de estabilidade, colaborando para que a mesma ocorra de fato.

De acordo com Mankiw (1990), há duas vertentes principais dentro da teoria novo-clássica. A primeira vertente utiliza a hipótese fraca das expectativas racionais e explica a possibilidade de existência de uma curva de oferta agregada de curto prazo positivamente inclinada, ou seja, permite a violação da neutralidade da moeda no curto prazo. Considerando a existência de informação imperfeita, Lucas (1973) argumenta que desvios do produto real da taxa natural são produzidos por desvios do nível de preços do nível esperado. Segundo a hipótese de Lucas, os indivíduos estão mais atentos aos preços dos bens por eles produzidos do que ao nível de preços geral. Se o nível de preços é maior do que o esperado, os agentes ofertarão mais produtos porque parte do preço maior é percebido, erroneamente, como sendo uma possível mudança nos preços relativos. Além disto, a hipótese argumenta que quanto maior for a variância do nível de preços, maior será a probabilidade dos agentes considerarem a mudança nos preços como representando uma mudança nos preços relativos.

A segunda vertente da escola novo-clássica, conhecida como Ciclos Reais de Negócios, teve início na década de 1980 a partir dos trabalhos de Kydland e Prescott (McCALLUM, 1999). Na análise padrão dos Ciclos Reais, assume-se que os preços se ajustam tão rapidamente de forma que há um equilíbrio de mercado contínuo para todas as *commodities*, inclusive o trabalho. Além disso, estes modelos implicam que as

flutuações econômicas reais são conseqüências de choques tecnológicos e da substituição intertemporal entre lazer e trabalho. À política monetária não caberia nenhum papel na determinação das flutuações cíclicas das variáveis reais.

Apesar da revolução causada pela hipótese das expectativas racionais no meio acadêmico, McCallum (1999) afirma que economistas e bancos centrais, de forma geral, exibiram considerável hostilidade em relação à hipótese das expectativas racionais até metade da década de 1980. Mankiw (1990) também observa que os desenvolvimentos teóricos da década de 1970 e 1980 tiveram pouco impacto sobre a macroeconomia aplicada.

Paralelamente ao desenvolvimento da teoria dos ciclos econômicos reais, desenvolvia-se a escola de pensamento macroeconômico denominada Novo-keynesiana, baseada na crença de que as flutuações econômicas não são reflexos de mudanças nos gostos ou na tecnologia, mas sim funções das imperfeições do mercado. A seguir, apresentam-se as características dessa escola.

1.2.2.2 A teoria novo-keynesiana

Muito mais do que um simples retorno aos ensinamentos da Teoria Geral de Keynes, a teoria novo-keynesiana é uma reencarnação, ou seja, "*the rebirth into another body*" como definido por Mankiw (1991, p. 2), uma vez que difere substancialmente do pensamento keynesiano original. A economia keynesiana reencarnou em um corpo com bases microeconômicas, ou seja, essa corrente buscou suprir a carência de fundamentos microeconômicos do modelo keynesiano e dar explicações para a existência de desequilíbrios macroeconômicos no curto prazo.

O que une os economistas novo-keynesianos sob essa rubrica é a crença que as flutuações econômicas não refletem uma resposta Pareto-eficiente da economia às mudanças nas preferências e na tecnologia. Ao contrário, esses economistas compartilham do ceticismo em relação à habilidade da 'mão invisível' do mercado em garantir pleno emprego e vêem os ciclos de negócios como originados por falhas de mercados, especialmente, falhas no ajustamento de preços e salários para equilibrar demanda e oferta agregada (MANKIW, 1990).

No entanto, embora se apropriem do nome, a economia novo-keynesiana difere em muitos aspectos da economia keynesiana das décadas de 1930 a 1960. Entre as principais diferenças estão o papel atribuído à política fiscal, o debate regra *versus* discricção e o formato da curva de Phillips no longo prazo.

Para os novo-keynesianos, a busca pela estabilidade é uma atribuição da política monetária e não da política fiscal. Além disso, os novo-keynesianos não compartilham da idéia de que os *policymakers* devam ser livres para exercer a discricção em respostas às mudanças econômicas. Ao contrário, afirmam que sem o compromisso com uma regra, o banco central não seria capaz de atingir a estabilidade de preços (MANKIWI, 1991). Entre as regras possíveis está a adoção de metas para a inflação.

Em relação à curva de Phillips, os novo-keynesianos crêem na existência de um *trade-off* entre inflação e desemprego a ser explorado no curto prazo. No longo prazo, porém, definido como o contexto econômico no qual os mercados se auto-equilibram via preços e salários, a curva de oferta agregada é inelástica e existe uma taxa natural de desemprego (MANKIWI, 1991).

Para explicar como o comportamento racional dos agentes torna os preços e os salários rígidos no curto prazo, abrindo espaço para atuação da política monetária, os novo-keynesianos criaram dois modelos de apoio, o de Custo de Menu e o de Salários de Eficiência. Além disso, assumem concorrência monopolística ao invés da concorrência perfeita utilizada como estrutura de mercado pelos clássicos (BLANCHARD, 1999).

O modelo do Custo de Menu procura explicar porque uma firma é induzida a reduzir a produção diante de uma queda de demanda ao invés de simplesmente cortar os preços. Segundo esse modelo, as firmas em concorrência monopolística incorrem em custos quando desejam alterar os preços de seus produtos. Além do custo explícito de confeccionar novas tabelas de preços e notificar os clientes sobre as alterações, há custos adicionais e mais significativos para explicar uma possível restrição à mudança nos preços. Um prejuízo potencial é a perda de prestígio junto aos clientes. Um segundo custo possível de uma redução de preços em uma recessão é que isso pode desencadear rodadas competitivas de cortes de preços, com custos relevantes para

mercados oligopolistas (BLANCHARD, 1999).

O segundo microfundamento novo-keynesiano, o de Salários de Eficiência, explica as rigidezes do mercado de trabalho. De acordo com este modelo, é racional para a firma diminuir a quantidade de pessoas que emprega e pagar um salário acima do salário de mercado para seus trabalhadores, considerando que a eficiência dos trabalhadores depende do salário real. Há três explicações básicas para que o empregador pague um salário melhor: a) induzir o trabalhador a ser mais produtivo, elevando a lucratividade da firma; b) manter trabalhadores mais hábeis, reduzindo as taxas de abandono de emprego e os custos com recrutamento e treinamento; e, c) elevar a reciprocidade dos trabalhadores à firma, reduzindo os custos com o monitoramento dos mesmos.

Outra fonte de rigidez no mercado de trabalho origina-se da existência de contratos de trabalho que fixam o salário nominal a prevalecer por determinado período. A incorporação desses contratos em um modelo macroeconômico implica na negação da proposição da irrelevância da política de Sargent e Wallace (1975), explicado anteriormente. Em essência, com salários nominais rígidos, a política monetária pode responder sistematicamente aos distúrbios econômicos, a despeito da hipótese das expectativas racionais.

Os novo-keynesianos mostraram que com preços e salários rígidos, é possível construir modelos com expectativas racionais nos quais a política monetária sistemática possa estabilizar a economia.

Segundo Mankiw (2000), os novo-keynesianos forneceram boas teorias para explicar porque os preços são rígidos. Por sua vez, a rigidez de preços explica a existência de um *trade-off* de curto prazo entre inflação e desemprego. Atualmente, esse *trade-off* é uma doutrina na economia. Quase todos os economistas concordam que a política monetária influencia o produto, pelo menos no curto prazo, e determina a inflação, pelo menos no longo prazo.

I want to emphasize the broad consensus that exists among students of monetary policy, including central bankers, macroeconometricians, and economic historians. There is wide agreement about two basic facts. First, shocks to monetary policy affect unemployment, at least temporarily. Second, shocks to monetary policy have a delayed and gradual effect on inflation (MANKIW, 2000, p. 19).

Mankiw (2000) ainda adverte que, mesmo entre os teóricos dos ciclos reais, apenas uma minoria discorda da não-neutralidade monetária. Na verdade, pesquisadores tradicionais dos ciclos reais estão deixando para trás a premissa da neutralidade e incluindo formas de rigidez de preços como fonte de não-neutralidade. Exemplos nessa direção vêm de Goodfriend e King (1997) que afirmam que a macroeconomia está se movendo em direção a um consenso cujas proposições combinam elementos clássicos, como a expectativa racional, com elementos keynesianos. Segundo essa abordagem, há um novo consenso na macroeconomia, cujos princípios estão amplamente difundidos entre os economistas. Na seção seguinte, apresentaremos as características principais do núcleo macroeconômico que está sendo chamado de ‘novo consenso’.

1.3 NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO

De acordo com Goodfriend (2005), da mesma forma que houve um consenso dominante na década de 1960, há um consenso atual caracterizado pela convergência entre a teoria e a prática da política monetária. Pelo lado da teoria, o consenso se verifica pela junção de elementos keynesianos e novo-clássicos. Pelo lado da prática, é cada vez mais aceito que os bancos centrais podem e devem usar a política monetária para manter a inflação baixa e estável, e que o compromisso com a estabilidade de preços aumenta o poder de ação da política monetária.

On the theory side, New Neoclassical Synthesis models (alternatively called New Keynesian models) of monetary policy embody key components from Keynesian, monetarist, rational expectations, and real business cycle macroeconomics. On the policy side, it is widely agreed that central banks can and should use monetary policy to maintain low inflation over time and that the commitment to price stability enhances the power of monetary policy to stabilize employment over the business cycle. The agreed-upon desirability and feasibility of a priority for price stability was born of the practical experience (...) in conjunction with theory developed since October 1979 (GOODFRIEND, 2005, p. 250).

Goodfriend (2005) chama o consenso atual de Nova Síntese Neoclássica, porque, segundo ele, os adeptos dessa linha de pensamento herdaram o espírito da síntese neoclássica prevalecente na década de 1960. Goodfriend (2005) acredita que, da mesma forma que sua precursora, a nova síntese seja definida pela junção de dois

elementos centrais. Da macroeconomia novo-clássica e dos ciclos reais de negócios a Nova Síntese incorpora a otimização intertemporal e as expectativas racionais. Da economia novo-keynesiana incorpora a não-neutralidade da moeda e a rigidez de preços. Dessa forma, em sua opinião, a junção dos elementos principais da teoria clássica e da keynesiana estaria movendo a macroeconomia em direção a um novo consenso. No entanto, a afirmação de Goodfriend (2005) de que há uma nova síntese neoclássica emergindo na macroeconomia parece equivocada, além de exagerada, como fica evidente pelas análises dos demais autores citados adiante.

Le Heron (2003) também afirma que a partir do final da década de 1980 se iniciou a formação gradual de um ‘novo consenso’ na política monetária. Guiados por este consenso, bancos centrais de inúmeros países passaram a adotar o controle da inflação como objetivo único de política. Não obstante, o autor discorda que este novo consenso seja uma síntese de seus predecessores. Segundo ele, o novo consenso contém em si muito da teoria novo-keynesiana, porém, muito pouco da visão novo-clássica. *“Ultimately, New Keynesians rather than New Classical have influenced the views and behaviour of modern central banks.”* (LE HERON, 2003, p. 13)

Clarida, Gali e Gertler (1999, p. 3) também deixam claro que o modelo que vem sendo chamado de novo consenso, é um modelo novo-keynesiano. *“...we wish to make clear that we adopt the Keynesian approach of stressing nominal price rigidities, but at the same time base our analysis on frameworks that incorporate the recent methodological advances in macroeconomic modeling (hence the term 'New').”*

Apesar disso, Taylor (2000) considera um exagero afirmar que há um consenso na pesquisa macroeconômica avançada. Os debates ainda continuam, por exemplo, sobre a utilidade dos modelos com agentes representativos ou sobre o papel da moeda. Todavia, o autor concorda que há um núcleo consensual na macroeconomia presente nas pesquisas acadêmicas e nas ações dos bancos centrais.

Yet, in my view, there is a set of key principles—a core—of macroeconomics about which there is wide agreement. This core is the outgrowth of the many recent debates about Keynesianism, monetarism, neoclassical growth theory, real-business-cycle theory, and rational expectations. The core is practical in the sense that it is having a beneficial effect on macroeconomic policy, especially monetary policy, and has resulted in improvements in policy over the past fifteen years. In fact, new econometric models recently put in operation at the Fed largely reflect this core. This core is increasingly evident in undergraduate economics texts and graduate training. (TAYLOR, 1998, p. 2)

Blinder (1997, p. 240) também afirma que há um núcleo consensual na macroeconomia: “*I spent a good deal of time between January 1993 and January 1996 acting on the belief that there is such a core macro model; so I certainly hope it exists.*”

Taylor (1997; 1998; 2000) enumera cinco princípios-chaves que formam o núcleo da moderna macroeconomia.

1º) O produto real de longo prazo, ou produto potencial, pode ser entendido através do modelo de crescimento neoclássico com tecnologia endógena;

2º) Não há um *trade-off* permanente entre inflação e desemprego. Assim, a política monetária afeta a inflação, mas é neutra em relação às variáveis reais no longo prazo. Este segundo princípio tem um impacto prático maior sobre a política econômica, implica que os bancos centrais devem escolher uma meta de longo prazo para a inflação e guiar-se por ela.

3º) No curto prazo, há um *trade-off* entre inflação e desemprego. Embora ainda haja debates sobre as razões desse *trade-off*, sabe-se que ele é causado, principalmente, pelas rigidezes temporárias de preços e salários. Em função desse *trade-off*, a política monetária deve manter o crescimento da demanda agregada estável para prevenir flutuações no produto real e na inflação;

4º) As expectativas de inflação e de futuras decisões políticas são endógenas e quantitativamente significantes. Em outras palavras, as expectativas dos agentes são altamente influenciáveis pela política econômica e, assim, as expectativas importam para avaliar os impactos das políticas monetária e fiscal;

5º) Os *policymakers* devem fazer mudanças graduais seguindo regras claras. Na verdade, as decisões de política monetária devem ser realizadas de acordo com uma regra, ou função de reação, nas quais a taxa de juros de curto prazo (o instrumento de política) é ajustada em resposta aos eventos econômicos.

De acordo com Taylor (1997, 1998), estes cinco princípios representam um núcleo sólido da teoria econômica, útil na aplicação prática da política. No entanto, enumerá-los, não significa dizer que a macroeconomia está definida. Pelo contrário, há ainda importantes debates, como por exemplo, qual deve ser o instrumento de política monetária, se o instrumento deve reagir à taxa de câmbio ou somente à inflação e ao

produto real, qual deve ser a magnitude de reação da política frente à taxa de inflação, qual o papel do crédito no mecanismo de transmissão monetária, entre outros.

No mesmo sentido, Blinder (1997) apresenta os pontos que considera pertencentes ao núcleo consensual da macroeconomia e que complementam a listagem apresentada por Taylor (1997; 1998; 2000). Entre eles estão: 1) preços e salários são predeterminados no curto prazo; 2) no curto prazo o produto é determinado pela demanda; 3) a demanda agregada responde à política fiscal e é sensível à taxa de juros, portanto, responde também à política monetária; 4) a relação entre crescimento do produto e mudanças na taxa de desemprego segue a lei de Okun¹².

Além desses pontos, Blinder (1997) afirma que enquanto a curva IS negativamente inclinada no espaço juros-produto é fundamental para a execução da política monetária, a hipótese de que o banco central controla a taxa de juros de curto prazo suplantou a curva LM. Adicionalmente, o autor afirma que a curva de Phillips é vertical no longo prazo, mas no curto prazo continua funcionando empiricamente bem.

Os pontos listados acima indicam que, apesar das controvérsias ainda existentes, não há dúvidas que a política monetária afeta tanto variáveis nominais quanto variáveis reais, pelo menos no curto prazo. Além disso, outra importante conclusão alcançada pelos teóricos é que a influência da política monetária sobre a inflação é lenta e gradual, reforçando a necessidade dos bancos centrais agirem de modo *forward-looking*¹³ e responderem às pressões inflacionárias antes que a inflação apareça.

No longo prazo, as evidências apontam que a principal influência da política monetária é sobre o nível de preços (McCALLUM, 1999). A partir dessa concepção é natural que os bancos centrais tenham como responsabilidade principal a prevenção da inflação, e como objetivo secundário, o amortecimento das flutuações cíclicas. Nesse sentido, a adoção do sistema de metas de inflação por parte de importantes bancos

¹² A lei de Okun relaciona a variação do desemprego com o desvio do crescimento do produto de sua taxa normal.

¹³ Atuação *forward-looking*, implica que, considerando as defasagens e incertezas existentes nos modelos econômicos, a política monetária tem que ser formulada 'olhando para frente', isto é, para as taxas de inflação que estão para acontecer no horizonte da meta inflacionária. Ao contrário, decisões tomadas com base em acontecimentos passados são chamadas de *backward-looking*. Na definição apresentada por McCallum e Nelson (2004), um modelo *forward-looking* possui equações que incluem expectativas dos valores futuros das variáveis endógenas.

centrais¹⁴ reforça o reconhecimento da importância de manutenção da estabilidade de preços.

Outro elemento essencial que ilustra a convergência entre teoria e prática na política monetária, é o retorno da interação entre bancos centrais e economistas acadêmicos. Blanchard (1997, p. 246) concorda com a idéia de que há essa interação entre bancos centrais e economistas teóricos ao afirmar que: *“In short, the good news for policymakers is that there is indeed a core of usable macroeconomics; the good news for macroeconomic researchers is that there is a lot of work still to be done.”*

Após um longo período no qual as inovações teóricas não eram facilmente empregadas pelos *policymakers* (MANKIWI, 1990), na atualidade, bancos centrais de forma geral e economistas acadêmicos compartilham o mesmo método de análise e condução da política monetária.

If one looks carefully at macroeconomics policy research in the 1990's, one finds a nearly universal model being used to explain fluctuations around the growth trend. (...) Models now used for policy evaluation at the Federal Reserve, the European Central bank, the Bank of Canada, the Bank of England, the Reserve Bank of New Zealand, and the Central Bank of Brazil [sem grifo no original] also fall into this category. (TAYLOR, 2000, p. 91)

De acordo com McCallum (1999), Goodfriend (2005) e Meyer (2001), é este modelo analítico utilizado para análise da política monetária que está sendo chamado de modelo do ‘novo consenso’.

Há diferentes maneiras de expressar o modelo do ‘novo consenso’, com mais ou menos equações ou apresentando mais explicitamente os fundamentos microeconômicos como em Rotemberg e Woodford (1998). Basicamente, porém, o modelo contém três relações e três variáveis: produto, inflação e taxa de juros. *“(...) defining a consensus macro model has always been a challenge. But I believe there has been some convergence toward a consensus in recent years. This consensus is typically expressed in terms of a simple three-equation dynamic model.”* (MEYER, 2001, p. 2).

¹⁴ Mendonça (2002) cita a adoção do regime de metas de inflação nos seguintes países: Nova Zelândia (1990), Canadá (1991), Chile (1991), Inglaterra (1992), Israel (1992), Suécia (1993), Finlândia (1993), Austrália (1993), Espanha (1994), Brasil (1999). Há ainda aqueles que utilizam metas inflacionárias implícitas, como México, Estados Unidos, Áustria e Suíça, entre outros.

A primeira relação representa uma curva IS que especifica como a demanda agregada e o produto respondem às mudanças na taxa de juros real. A segunda relação é uma equação de ajustamento de preços que especifica o comportamento da inflação em resposta às variações na capacidade produtiva e nas expectativas. Trata-se de uma curva de Phillips aumentada pelas expectativas, na qual a inflação aumenta quando o produto real se eleva acima do nível potencial, gerando pressões de demanda, e quando há expectativas de aumento dos preços. Por fim, a terceira relação é entre inflação e taxa de juros e fornece uma aproximação do comportamento atual de muitos bancos centrais. De maneira geral, quando a taxa de inflação aumenta, o banco central eleva a taxa de juros nominal, o suficiente para que a taxa de juros real se altere, afetando a demanda agregada e inibindo aumento de preços, mantendo a inflação sob controle.

A mesma abordagem é encontrada em Bordo e Schwartz (2003):

Today the synthesis that unites theorists and policymakers is the New Keynesian model which like IS-LM, is a general equilibrium model with nominal rigidities but also incorporating optimizing micro behavior, rational expectations, and policy rules. Although this model is used to evaluate and conduct monetary policy, it does not actually have money in it nor an explicit LM function. The model has three equations... (BORDO; SCHWARTZ, 2003, p. 23).

Nas palavras de McCallum (1999, p. 17), o novo consenso é “*the dominant manner in which monetary policy analysis is currently being conducted*”. Diante das evidências de que a taxa de juros, e não a oferta de moeda, é o instrumento de política dos bancos centrais na atualidade, Romer (2000) propõe uma nova configuração para o modelo IS-LM-AS, substituindo a curva LM por uma regra de determinação da taxa de juros e a curva de oferta agregada por uma curva de ajustamento da inflação (IS-MP-IA).

Neste trabalho, utilizar-se-á a denominação de ‘novo consenso’ para referir-se ao modelo estrutural representado pelas três equações básicas: curva IS, curva de Phillips e regra de política. No entanto, entende-se que não há um consenso completo e definitivo na economia, muito menos uma nova síntese neoclássica. Há apenas um núcleo central da pesquisa econômica cujas proposições são cada vez mais aceitas e que podem ser bem representadas pelo modelo estrutural descrito acima. Além disso,

há uma clara convergência entre o núcleo central da macroeconomia moderna, como definido por Taylor (2000), e a execução prática da política monetária pelos bancos centrais de diversas economias, inclusive o Brasil.

Na seção seguinte, apresentamos as idéias principais que alicerçam o modelo estrutural do novo consenso.

1.3.2 Modelo Estrutural do Novo Consenso

Como visto na seção anterior, o modelo chamado de ‘novo consenso’, é utilizado para análise e condução da política monetária por bancos centrais das principais economias desenvolvidas. Este modelo foi explorado sob diferentes perspectivas por diversos autores¹⁵. No entanto, a versão apresentada neste trabalho baseia-se principalmente nas contribuições de Clarida, Gali e Gertler (1999), McCallum (1999; 2001) e Meyer (2001).

Os modelos apresentados pelos autores acima são similares entre si à medida que captam a essência do novo consenso. Há entretanto, uma importante diferença entre eles. As contribuições de Meyer (2001) são mais gerais pois consideram tanto elementos *backward-looking* quanto elementos *forward-looking*. Já Clarida, Gali e Gertler (1999) e McCallum (1999; 2001) empregam apenas a hipótese *forward-looking*. Considerando as defasagens existentes entre a execução da política monetária e seus efeitos sobre as variáveis econômicas, o modelo adotado neste trabalho utilizará tanto os elementos *backward-looking* quanto *forward-looking*.

1.3.1.1 O modelo do novo consenso

O modelo básico do novo consenso é comumente expresso por três equações: uma curva IS, uma curva de oferta agregada e uma regra de política.

Trata-se de um modelo dinâmico de equilíbrio geral com rigidez temporária de preços nominais. Dentro do modelo, a política monetária afeta a economia real no curto prazo, assim como no modelo IS-LM tradicional. Uma diferença fundamental,

¹⁵ Taylor (2000) fornece uma breve relação das diferentes abordagens do tema.

em relação ao instrumental IS-LM é que as equações agregadas comportamentais evoluem a partir da otimização das firmas e dos indivíduos. Além disso, uma importante implicação deste modelo é que o comportamento econômico corrente depende criticamente das expectativas em relação ao curso futuro da política monetária.

As relações de otimização das firmas e dos indivíduos não serão derivadas neste trabalho, ao invés disso introduzem-se diretamente as principais relações agregadas¹⁶.

Sejam y_t e z_t , respectivamente, os componentes estocásticos (desvio da tendência determinística de longo prazo) do produto e o nível natural do produto. Considera-se nível natural do produto aquele nível que poderia ser atingido com preços e salários perfeitamente flexíveis. Para efeitos do modelo, considera-se a taxa natural do produto como sendo igual ao produto potencial, da mesma forma que em Clarida, Gali e Gertler (1999). A diferença entre o produto atual e o potencial, ou seja, o hiato do produto, é uma variável importante no modelo. Define-se o hiato do produto como sendo:

$$(1.1) \quad x_t \equiv y_t - z_t$$

onde x_t = hiato do produto, y_t = produto e z_t = produto potencial

É então possível representar o modelo em termos de duas equações: uma curva IS que relaciona o hiato do produto inversamente à taxa de juros real, e uma curva de Phillips que relaciona a inflação positivamente ao hiato do produto.

$$(1.2) \quad x_t = \alpha x_{t-1} + b E_t x_{t+1} - \phi [R_t - E_t \pi_{t+1}] + g_t$$

$$(1.3) \quad \pi_t = \lambda x_t + \delta \pi_{t-1} + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t$$

¹⁶ A derivação completa do modelo pode ser encontrada em Rotemberg e Woodford (1998) e Bernanke, Gertler e Gilchrist (1998).

onde:

π_t é a taxa de inflação do período t , definida como a mudança percentual no nível de preços entre $t - 1$ e t ;

π_{t-1} é a inflação defasada em um período;

x_t é o hiato do produto;

x_{t-1} é o hiato do produto defasado;

$E_t \pi_{t+1}$ é a expectativa de inflação em t para o período $t+1$;

$E_t x_{t+1}$ é a expectativa do hiato do produto em t para o período $t+1$;

R_t é a taxa de juros nominal de curto prazo.

Além disso, g_t e u_t são termos de erro que obedecem, respectivamente:

$$(1.2.1) \quad g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t$$

$$(1.3.1) \quad u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t$$

onde $0 \leq \mu, \rho \leq 1$ e onde \hat{g}_t e \hat{u}_t são variáveis randômicas independentes e identicamente distribuídas (i.i.d) com média zero e variâncias σ_s^2 e σ_u^2 , respectivamente.

As equações apresentadas seguem a notação proposta por Clarida, Gali e Gertler (1999), mas incorporam ainda, os termos defasados do hiato do produto e da inflação, assim como em Meyer (2001).

A equação (1.2) difere da curva IS tradicional principalmente porque o produto corrente depende do produto futuro esperado como também da taxa de juros real. Produto esperado maior aumenta o produto corrente. A hipótese subjacente é que os indivíduos preferem uniformizar o consumo no tempo. Se houver expectativa de um consumo maior no período seguinte (associado ao maior produto esperado) o consumo aumentará no momento atual, aumentando a demanda pelo produto corrente (CLARIDA; GALI; GERTLER, 1999).

Por sua vez, o efeito negativo da taxa de juros real sobre o produto corrente reflete a substituição intertemporal entre consumo e poupança. Uma taxa de juros real mais elevada pode induzir ao aumento da poupança e à conseqüente redução do consumo. Nesse sentido, a elasticidade-juros da curva IS (φ) corresponde à elasticidade-intertemporal da substituição.

Já o hiato defasado do produto captura a rigidez nominal dos preços e dos salários diante de mudanças na demanda agregada. Com o ajustamento lento dos preços, leva tempo até que os efeitos de um aumento na demanda agregada sejam revertidos.

O distúrbio \hat{g}_t é uma função das mudanças esperadas nos gastos do governo em relação às mudanças esperadas no produto potencial (McCALLUM, 1999). Como uma mudança em \hat{g}_t desloca a curva IS, é interpretado como um choque de demanda.

Nota-se que tanto o investimento quanto a acumulação de capital não foram incluídos no modelo. A adição de ambos, no entanto, embora mude os detalhes da equação, não invalidaria os aspectos qualitativos da equação de demanda agregada. Ou seja, a demanda continuaria a depender inversamente da taxa de juros real e positivamente do produto esperado futuro (CLARIDA; GALI; GERTLER, 1999).

A inclusão do termo expectacional E_t na equação (1.2) mostra o grau no qual as expectativas sobre o futuro afetam a atividade econômica corrente neste modelo. O hiato do produto depende não somente da taxa de juros real e do choque de demanda, mas também da trajetória futura dessas variáveis. Como a política monetária tem efeitos sobre a taxa de juros real em função da rigidez nominal, a equação (1.2) sugere que tanto as ações de política esperada quanto as ações correntes têm efeitos sobre a demanda agregada.

Em relação à curva de Phillips do modelo (equação 1.3), esta se origina a partir das decisões de determinação de preços das firmas individuais e é derivada de um problema explícito de otimização. De acordo com Clarida, Gali e Gertler (1999), o ponto inicial é um ambiente de competição monopolística onde, no momento oportuno, cada firma escolhe o preço nominal que maximiza seus lucros sujeito à restrição da frequência dos futuros ajustamentos de preços.

Em cada período do tempo, uma fração $1/X$ das firmas determina seus preços para os períodos $X > 1$. Para agregar as regras de decisão das firmas que estão envolvidas na determinação dos preços e derivar a equação (1.3), Clarida, Gali e Gertler (1999) apóiam-se em uma hipótese atribuída a Calvo (1983) que simplifica o problema. Esta hipótese diz que, em qualquer período, uma firma tem uma probabilidade θ de manter seu preço fixo durante aquele período e uma probabilidade $1 - \theta$ de ajustá-lo, sendo que o tempo médio no qual o preço permanece fixo é $(1/1 - \theta)$. Esta probabilidade, além disso, é independente do tempo decorrido desde a última mudança de preços efetuada pela firma. Esta formulação facilita a agregação ao tornar o ajustamento de preços independente de sua história.

Em contraste com a curva de Phillips tradicional, na curva de Phillips apresentada por Clarida, Gali e Gertler (1999) a inflação depende inteiramente da expectativa das condições econômicas correntes e futuras. Além disso, a abordagem seguida por este trabalho, assim como em Meyer (2001), incorpora também a hipótese de ajustamento defasado, justificada pela inércia e dependência defasada da inflação. Com preços rígidos, as decisões de preços tomadas no período anterior são mantidas pelos períodos seguintes de forma que a inflação passada influencia a inflação subsequente.

Esta versão da Curva de Phillips não considera, explicitamente, salários, custos de matérias-primas e preços importados. Pressões por salários maiores ou por margens de lucros mais elevadas não são incorporadas, embora possam ser refletidas no termo de erro. Mas uma seqüência de períodos nos quais essas pressões são positivas, refletidas em termos de erros positivos, podem ter efeitos duradouros com a inflação de um período alimentando a inflação do período subsequente através do termo defasado na equação (1.3). Da mesma forma, se as expectativas de inflação aumentam, a taxa de inflação aumenta de acordo com a equação (1.3), e a inflação subsequente também poderá ser maior (ARESTIS; SAWYER, 2003a).

Como a equação (1.3) relaciona a taxa de inflação ao hiato do produto e à inflação esperada e defasada, tem a forma de uma curva de Phillips tradicional aumentada pelas expectativas. A diferença principal em relação à curva tradicional é a adição da inflação futura esperada, $E_t \pi_{t+1}$, em oposição à inflação corrente esperada,

$E_{t-1}\pi_t$. Além disso, o coeficiente do hiato do produto, λ , é decrescente em relação ao grau de rigidez dos preços, θ . Quanto mais distante for o tempo decorrido entre a fixação dos preços, na média, a inflação será menos sensível aos movimentos do hiato do produto (CLARIDA; GALI; GERTLER, 1999).

Goodfriend e King (1997) afirmam que a atuação da política monetária no novo consenso ocorre através do *markup* médio das firmas. De modo geral, as firmas fixam os preços nominais baseadas nas expectativas em relação aos custos marginais futuros. A variável x_{t+1} na equação (1.3) captura os movimentos nos custos marginais associados às variações no excesso de demanda. Por sua vez, o choque u_{t+1} capta qualquer outra coisa que afete o custo marginal esperado, permitindo que variações na inflação sejam geradas independentemente de movimentos no excesso de demanda.

Na verdade, a taxa de inflação corrente depende inversamente da trajetória esperada dos *markups* futuros. Considere, para exemplificar, que a relação de fixação de preços seja igual a um mais o *markup* sob o custo marginal, ou seja,

$$(1.4) \quad P = (1 + \mu)CMg$$

No modelo aqui apresentado, as firmas desejam manter o *markup* corrente o mais próximo possível do nível de maximização de lucros. No entanto, considera-se inviável para a firma que produz um produto diferenciado determinar o nível de preço que maximiza seus lucros em cada ponto no tempo. As decisões de preços requerem informações que são custosas de serem obtidas com frequência. Dessa forma, as firmas não ajustam seus preços para manter o *markup* constante. Ao contrário, com preços rígidos, o *markup* flutua em resposta a choques na demanda agregada e na produtividade (GOODFRIEND, 2004).

Se há expectativas de que os custos marginais irão aumentar no futuro em resposta a um movimento positivo da demanda agregada que aumente a produção e o emprego, espera-se que o *markup* seja contraído. Isso porque os preços já estarão definidos e rígidos por um determinado período. Em consequência, no momento da

fixação de preços as firmas incorporam suas expectativas de inflação com o intuito de preservar o *markup*.

Portanto, o modelo implica que a inflação permanecerá baixa e estável se a política monetária gerenciar a demanda agregada de modo a estabilizar o hiato do produto e manter o *markup* no nível que maximiza os lucros. Em outras palavras, a política monetária mantém a estabilidade de preços ancorando as expectativas dos *markups* futuros à taxa de maximização dos lucros e, assim, evitando o desejo das firmas de aumentarem seus preços (GOODFRIEND, 2005).

Neste modelo, o produto e o emprego corrente são determinados pela demanda agregada. As firmas defrontam-se com uma curva de demanda pelos seus bens negativamente inclinada e estão dispostas a ofertar tanto quanto os consumidores quiserem comprar ao preço estabelecido. Para satisfazer a demanda, contratam trabalhadores, dada a produtividade do trabalho, oferecendo um salário nominal maior. Como os preços são invariantes no curto prazo, o salário nominal maior aumenta o salário real aumentando o custo de oportunidade do lazer (GOODFRIEND, 2004).

Por fim, falta especificar a regra de política na qual a taxa de juros nominal é o instrumento da política monetária, em oposição ao uso da oferta de moeda agregada. Sendo a taxa de juros o instrumento de política não é necessário especificar a condição de equilíbrio do mercado monetário (curva LM).

Às duas equações iniciais do modelo, junta-se, portanto, a regra de política (um tipo de regra de Taylor) que relaciona a taxa de juros ao hiato do produto, à expectativa de inflação e à diferença entre a inflação esperada e a meta fixada pelo banco central. Isto é, o instrumento de política é ajustado sistematicamente em resposta ao desenvolvimento do hiato do produto e da inflação, ao invés de ser um processo exógeno. Para completar o modelo, utilizamos a regra de política apresentada em McCallum (2001):

$$(1.5) \quad R_t = \mu_0 + E_t \pi_{t+1} + \mu_1 (E_t \pi_{t+j} - \pi^*) + \mu_2 (x_t) + e_t$$

onde $\mu_1, \mu_2 > 0$ e π^* é a meta de inflação fixada pelo banco central.

Neste cenário, a inflação é determinada pela política monetária. Através da taxa de juros, o banco central influencia a demanda agregada (equação 1.2) que por sua vez atua sobre a taxa de inflação (equação 1.3).

A regra operacional, equação (1.5), incorpora uma abordagem para metas de inflação. Inflação acima da meta exige taxa de juros mais elevada para contê-la, enquanto inflação abaixo da meta requer redução na taxa de juros para estimular a economia e direcionar a inflação para a meta estabelecida. Arestis e Sawyer (2003b) sugerem que o regime de metas de inflação é a principal prescrição política associada ao novo consenso.

Se a autoridade monetária responde aos desvios da taxa de inflação em relação à meta, então, a taxa de juros nominal deve aumentar em uma magnitude maior do que o aumento na taxa de inflação (*more than one-for-one*). O aumento deve ser maior para que, dada a expectativa de inflação, a taxa de juros real seja elevada afetando a demanda agregada e, conseqüentemente, a inflação (KERR; KING, 1997).

Observa-se que a rigidez nominal desempenha um papel fundamental nesse modelo. Com rigidez de preços e salários, a autoridade monetária pode efetivamente mudar a taxa de juros real de curto prazo ao variar seu instrumento de política, e, através desse clássico mecanismo de transmissão, afetar o curso da economia real.

Outro fator de destaque nesse modelo é o papel das expectativas. Em contraste ao modelo IS-LM tradicional, a crença de como o banco central irá determinar a taxa de juros no futuro é fundamental, uma vez que tanto os indivíduos quanto as firmas têm comportamento *forward-looking*. Em um ambiente desta forma, a maneira pela qual a política monetária deve responder aos distúrbios de curto prazo que atingem a economia não é uma decisão trivial. Segundo Clarida, Gali e Gertler (1999), resolver essa questão é a essência do debate contemporâneo em política monetária.

Essencialmente, a presença das expectativas está vinculada à questão da credibilidade¹⁷. Os principais estudos sobre credibilidade foram feitos por Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). Segundo esses autores, a utilização de regras para a condução da política monetária representa a melhor solução para se atingir taxas

¹⁷ De acordo com Mendonça (2002), credibilidade pode ser entendida como o nível de confiança que os agentes econômicos depositam na exequibilidade de uma política anunciada.

de inflação mais baixas. Além disso, o incentivo da autoridade monetária em não cumprir os acordos firmados com a sociedade leva à perda de reputação da política monetária e à persistência da inflação.

Se a política monetária não for crível, os agentes privados racionais entendem o incentivo para que o governo inflacione o sistema, isto é, percebem a existência de um viés inflacionário. Dessa forma, não acreditam no compromisso de baixa inflação assumido pelo banco central e ajustam suas expectativas de inflação com base nessa percepção, resultando em uma taxa de inflação mais elevada (BARRO; GORDON, 1983).

De acordo com essa visão, o ganho de credibilidade pelo banco central pode ser capaz de reduzir a inflação a um custo menor. Se a política monetária for crível, os agentes econômicos acreditarão no compromisso do banco central de reduzir a inflação e formarão suas expectativas com base nessa taxa de inflação menor, fazendo com que o objetivo da autoridade monetária se efetive.

A solução, portanto, é retirar o poder discricionário da autoridade monetária, ligando-a a uma regra fixa de política. Entre as sugestões propostas para reduzir os estímulos à implementação de políticas discricionárias e eliminar o viés inflacionário, estão a criação de bancos centrais independentes e a utilização de metas de inflação para assegurar a estabilidade de preços.

Em função das expectativas, uma questão que surge no novo consenso é a interação entre banco central e os agentes econômicos. Outra questão importante, é como a taxa de juros afeta a taxa de inflação. Essas questões serão analisadas nas seções seguintes.

1.4 TAXA DE JUROS NO NOVO CONSENSO

Na seção anterior observou-se que, no modelo apresentado, a determinação da taxa de juros é um processo endógeno, ajustando-se sistematicamente em resposta às condições econômicas. É o que mostra a regra de política (equação 1.5).

No entanto, Le Heron (2003) diz que há uma ambigüidade em relação ao exato poder dos bancos centrais.

Resgatando o modelo do novo consenso, temos uma curva de demanda agregada que reage aos movimentos no produto e na taxa de juros real e uma curva de oferta agregada, onde a inflação é função das expectativas de inflação, da inflação passada e do hiato do produto. Substituindo a curva IS (equação 1.2) na curva de Phillips (equação 1.3), temos o seguinte:

$$(1.6) \quad \pi_t = \lambda(\alpha x_{t-1} + bE_t x_{t+1} - \varphi[R_t - E_t \pi_{t+1}] + g_t) + \delta \pi_{t-1} + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t$$

Distribuindo e rearranjando os termos, temos:

$$(1.6.1) \quad \pi_t = \lambda \alpha x_{t-1} + \lambda b E_t x_{t+1} + (\lambda \varphi + \beta) E_t \pi_{t+1} + \delta \pi_{t-1} - \lambda \varphi R_t + g_t + u_t$$

Logo, a forma reduzida do modelo torna-se:

$$(1.7) \quad \pi_t = f \left(\overset{(+)}{x_{t-1}}; \overset{(+)}{E_t x_{t+1}}; \overset{(+)}{E_t \pi_{t+1}}; \overset{(+)}{\pi_{t-1}}; \overset{(-)}{R_t}; \overset{(+)}{e_t} \right)$$

onde $e_t = g_t + u_t$ é o novo termo de erro e, os sinais entre parênteses indicam o sinal da derivada parcial

Observa-se que a taxa de inflação é função do hiato defasado do produto, do hiato esperado, da expectativa de inflação, da inflação passada e da taxa de juros nominal. Os termos defasados já estão determinados e não são passíveis de mudanças. Quanto às expectativas, são determinadas pelos agentes econômicos. Logo, de todas as variáveis que afetam o comportamento da taxa de inflação, a única variável à disposição do banco central, ou a única que o banco central tem poder de determinar, é a taxa de juros nominal.

Desse modo, a correção do excesso de demanda pode ser feita por meio da política de taxa de juros, já que é o único instrumento à disposição da autoridade monetária, de acordo com o modelo do novo consenso.

A equação (1.7) nos diz que a taxa de juros é uma variável exógena, que precede à taxa de inflação. No entanto, no modelo apresentado, a taxa de juros é uma

variável endógena, ajustada pelo banco central de acordo com a evolução das expectativas de inflação e do produto.

Na verdade, o que ocorre no novo consenso é um processo de interação entre os agentes econômicos, chamados de ‘mercado’, e o banco central. Resumidamente, o banco central fixa a meta de inflação a ser perseguida e indica seu objetivo ao mercado. Por sua vez, o mercado forma suas expectativas com base na percepção que os agentes possuem a respeito da eficácia e credibilidade da política monetária. O banco central, então, observa essas expectativas, e caso elas diverjam da meta de inflação, ajusta a taxa de juros tentando influenciar as expectativas em direção ao objetivo da política.

Pode-se esperar então que a taxa de juros seja explicada pelas expectativas de inflação, pelo desvio da inflação em relação à meta e pelo hiato do produto, assim como na regra de política. Ou seja, a taxa de juros reage às expectativas de inflação e, por sua vez, determina a taxa efetiva de inflação, de acordo com a equação (1.7). Em outras palavras, espera-se que a taxa de juros definida pelo banco central influencie as expectativas de preços dos agentes, exercendo os efeitos esperados sobre a taxa de inflação.

A partir da regra de política do banco central e da equação de determinação de preços, o presente trabalho testará a resposta da taxa de juros às mudanças nas expectativas, e a resposta dessas expectativas e da taxa de inflação às mudanças na taxa de juros. Os resultados serão apresentados no terceiro capítulo deste trabalho.

1.4.2 Dilema de Política Monetária

De acordo com Le Heron (2003), um importante objetivo da política monetária é reduzir a incerteza dos agentes econômicos, tentando influenciar suas expectativas em direção aos objetivos da política. O banco central faz isso através da transparência de seus objetivos e de suas ações e da credibilidade da política monetária.

Há dois conceitos importantes para a política monetária: credibilidade e confiança. Para Le Heron (2003), o banco central é crível quando os agentes

econômicos estão certos de que ele continuará seguindo uma regra fixa, através de uma função de reação estável, apesar dos ajustamentos necessários às condições temporárias da economia. Por outro lado, o banco central é confiável quando há um entendimento mútuo entre a autoridade monetária e os agentes econômicos, isto é, quando a estratégia do banco central está de acordo com a estratégia do mercado. Por esse ponto de vista, a política do Federal Reserve é confiável, já que o nível ótimo de inflação é definido como o nível no qual os agentes param de se preocupar com a inflação em suas decisões econômicas.

No novo consenso, de acordo com Le Heron (2003), haveria, então, um dilema para a autoridade monetária em sua relação com o mercado, representado pela dificuldade de escolha entre credibilidade e confiança.

Para ser crível, o banco central deve mostrar e seguir um objetivo claro e bem definido. Sua estratégia deve ser transparente, anunciada e cada modificação da taxa de juros deve ser explicada com base em suas análises da situação econômica. A intenção principal desse esforço de comunicação é reduzir as incertezas do mercado em relação às variáveis macroeconômicas como inflação, taxa de juros e taxa de câmbio. *“The Bank tries to work with markets, rather than against them, to avoid surprising them with unexpected actions. Greater transparency facilitates the policy-transmission process by conditioning market expectations, and helps avoid unnecessary confusion about the reasons for our actions”* (THIESSEN, 2000, p. 79).

O objetivo não é afetar diretamente as condições reais da economia, mas influenciar as expectativas dos agentes privados, que são julgadas como auto-realizáveis.

The central bank should place more emphasis on private sector forecasts of inflation when deciding how to respond to a shock. If private sectors forecasters suggest that inflation is expected to rise above the target, the central bank should tighten monetary conditions, and when private sector forecasts predict that inflation will be below the target, monetary conditions should be relaxed.” (CAMERON¹⁸ apud MACKLEEN, 1997, p.76)

No entanto, para ser crível, o banco central não poderia seguir as expectativas do mercado, sob pena de gerar um risco moral (*moral hazard*). Caso escolha pela

¹⁸ CAMERON, N. Conference on Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy. *Bank of Canada*, 1997.

confiança e siga exatamente a opinião principal do mercado, as expectativas do mercado irão determinar a política monetária, colocando em risco sua credibilidade (LE HERON, 2003). Na verdade, Le Heron (2003) diz que quando o banco central divulga suas razões em nome da transparência, os agentes econômicos tornam-se capazes de reformular suas expectativas a fim de obter a política monetária que desejam. Mas caso o banco central opte por não seguir a visão do mercado, há o risco de gerar uma forte instabilidade financeira e econômica. Nesse sentido, há um dilema na atuação da autoridade monetária.

No entanto, para evitar esses problemas, o banco central não poderia tomar suas decisões de política com base nas expectativas do mercado, mas sim criar seu próprio modelo de previsão e alterar a taxa de juros de acordo com sua própria expectativa de inflação.

“... you are tempted as a monetary authority to use the inflationary forecast from the market, but we know from theory, and there is some evidence, that this is wrong because you are basically getting into a two-person game situation, because the market its forecasts adjusting for the reaction of the Central Bank. And then, the Central Bank, if it will adopt the market forecast, will basically, indirectly, get into this kind of guessing of what was the capital market forecast of the adjustment of the Central Bank, and you can see that these things don't provide a good anchor and it could create a lot of instability in the contact of monetary policy if the chief forecast comes from the capital market. So, in order to use seriously this instrument, you have to look for the fundamentals forces behind the inflation and the Central Bank has to create its own models from which it will make the forecast.”(RAZIN apud RIGOLOM; GIAMBIAGI, 1998, p. 11).

No novo consenso, há uma disposição dos bancos centrais em influenciar as expectativas do setor privado, daí a importância da transparência, comunicação e credibilidade. No entanto, “*Far from seeing an exogenous monetary policy fixed by an independent central bank, one observes instead an endogenous monetary policy trying to maintain appearances.*” (LE HERON, 2003, p. 21)

De fato, sendo a política monetária uma relação de *feedback*, “... *the management of the interest rate, (...), becomes very complex.*” (LE HERON, 2003, p. 21)

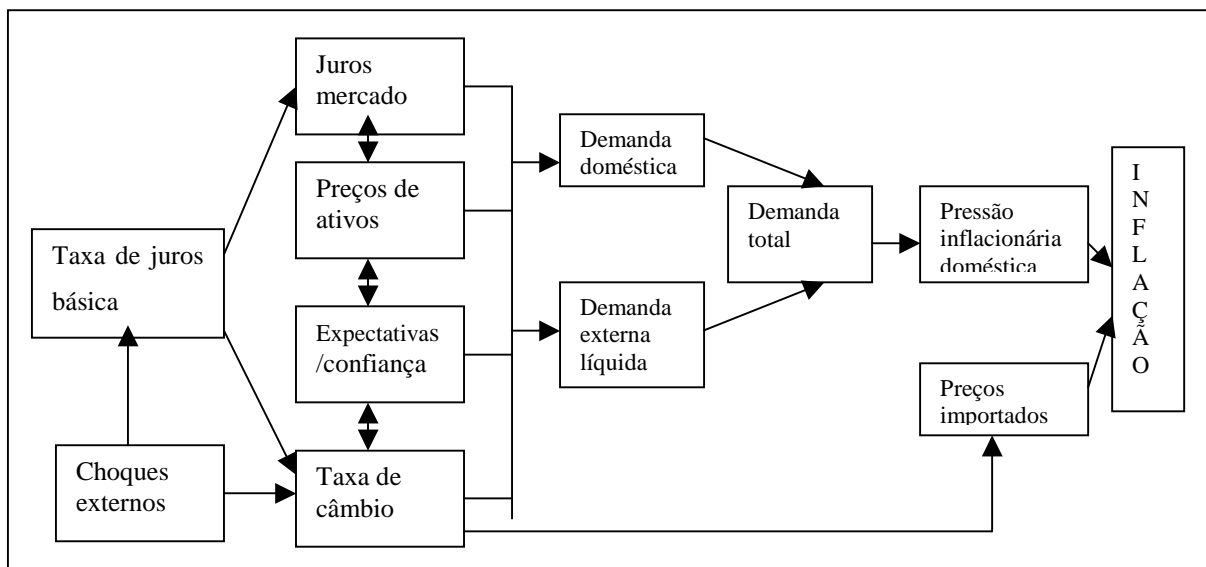
A seguir, serão apresentados os caminhos através dos quais a política monetária afeta a taxa de inflação.

1.5 MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Como observado anteriormente, bancos centrais de vários países conduzem a política monetária por meio da fixação da taxa de juros de curto prazo, aumentando-a de forma pró-ativa diante de pressões inflacionárias. Para atingir seus objetivos, as autoridades monetárias devem possuir o exato conhecimento do *timing* e dos efeitos de suas ações na economia, o que requer o entendimento dos mecanismos através dos quais a política monetária afeta as variáveis econômicas.

Há vários canais pelos quais decisões de política monetária afetam a demanda agregada e a inflação¹⁹. A Figura (1) apresenta um esboço simplificado de como a taxa de juros oficial escolhida pela autoridade monetária influencia o comportamento dos agentes privados refletindo em suas decisões de preços.

FIGURA 1 - MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA



FONTE: Monetary Policy Committee (1999) e Banco Central do Brasil (1999).

A escolha pela taxa de juros nominal de curto prazo como instrumento para garantir a convergência da inflação às metas, baseia-se no diagnóstico que os mecanismos de transmissão da política monetária aos preços internos podem ser

¹⁹ Revisando a literatura do novo consenso, Arestis e Sawyer (2002) identificaram pelo menos seis desses canais: a) canal da taxa de juros; b) canal do efeito riqueza; c) canal da taxa de câmbio; d) canal monetário; e, e) canal de crédito que se subdivide em outros dois canais, canal de empréstimos bancários e o canal dos balanços patrimoniais.

divididos em dois grandes blocos: a taxa de juros e os choques externos. A transmissão dos juros para a economia segue caminhos diversos, embora diversas vezes complementares, até afetar a demanda agregada e, por fim, os preços. Os choques externos, fogem ao controle direto da autoridade monetária nacional, mas seus impactos sobre os preços devem ser combatidos, mesmo que indiretamente. (BARCELLOS NETO, 2003).

O restante da seção apresentará com mais detalhes os *links* entre as decisões de taxa de juros básica e a atividade econômica e a inflação.

1.5.1 Mudança na Taxa de Juros Básica e sua Transmissão ao Sistema Bancário, às Expectativas e aos Ativos Financeiros

O banco central não exerce sua influência diretamente sobre a demanda agregada. Na verdade, ao fixar a taxa de juros básica da economia, o banco central lança os sinais que influenciarão as decisões dos agentes privados, via setor bancário.

Ao fixar a taxa de juros de curto prazo da economia o banco central atua por meio de pressão sobre o mercado de reservas bancárias, forçando os bancos a tomarem emprestado à determinada taxa de juros. Por ser o ofertante monopolista de base monetária, o banco central exerce essa pressão ao sancionar ou não a demanda bancária, fazendo com que a taxa de juros apresentada por ele se efetive. Essa taxa básica é que vai ancorar as demais taxas de juros da economia, permitindo a transmissão da política monetária por todo o sistema financeiro (TORRES, 1999a).

De acordo com o Monetary Policy Committee (1999), quando o banco central altera a taxa de juros oficial, essa mudança é imediatamente transmitida para outras taxas de juros de mercado, como por exemplo, para a taxa de juros do mercado interbancário²⁰. Após o anúncio oficial, os bancos podem ajustar as taxas de juros cobradas sobre os empréstimos concedidos aos clientes, bem como as taxas oferecidas

²⁰ Embora uma mudança na taxa de juros oficial mova a taxa de juros de curto prazo na mesma direção, o impacto sobre a taxa de juros de longo prazo não é facilmente identificável. Isso ocorre porque os juros de longo prazo são influenciados por uma média das taxas de juros de curto prazo correntes e futuras esperadas. Assim, o resultado depende da direção e extensão do impacto da mudança na taxa oficial sobre as expectativas a respeito da trajetória futura da taxa de juros e do impacto sobre as expectativas de inflação. Um aumento inicial na taxa básica de juros pode, por exemplo, gerar a expectativa de queda na taxa de inflação e, portanto, uma expectativa de taxas de juros mais baixas no futuro, levando a uma queda na taxa de juros de longo prazo.

pela captação de depósitos dos clientes.

Observa-se pela Figura (1) que as mudanças na taxa de juros oficial alteram também o preço dos ativos financeiros, as expectativas dos agentes e a taxa de câmbio.

Mudanças na taxa oficial também alteram o valor de mercado dos ativos financeiros, tais como títulos e ações. Como o preço dos títulos é inversamente relacionado à taxa de juros de longo prazo, variações nessa taxa de juros alteram o preço dos títulos na direção contrária. Tudo o mais constante (sobretudo as expectativas de inflação), aumentos na taxa de juros também reduzem os preços das ações. Isso acontece porque os retornos futuros esperados são descontados por um fator de desconto maior, de modo que o valor presente da renda futura é reduzido (MONETARY POLICY COMMITTEE, 1999).

Em relação à taxa de câmbio, tudo o mais constante, um aumento inesperado na taxa de juros oficial em relação à taxa de juros externa torna os ativos domésticos mais atrativos aos investidores estrangeiros, apreciando a moeda doméstica (MISHKIN, 1996). A taxa de câmbio se move até o ponto onde o diferencial de juros seja aproximadamente igual à taxa esperada de depreciação da taxa de câmbio.

A apreciação da taxa de câmbio afeta a competitividade dos produtos exportáveis e torna as importações mais baratas, recompondo a demanda interna em direção aos produtos estrangeiros, além de aumentar a concorrência para os produtos domésticos, evitando aumentos de preços.

Mudanças na taxa de juros básica podem também afetar as expectativas sobre o curso futuro da atividade econômica real e a confiança na qual essas expectativas são mantidas. A direção dos efeitos que mudanças nas expectativas podem causar na economia é difícil de prever. Por exemplo, uma política monetária que estimule a atividade econômica, aumenta as expectativas e a confiança em relação ao emprego e à renda, podendo elevar o consumo. Entretanto, caso sintam que a economia esteja crescendo mais rápido que o esperado, os indivíduos irão esperar por uma política monetária que freie o crescimento econômico a fim de atingir a meta de inflação, reduzindo a confiança e as expectativas de crescimento futuro (MONETARY POLICY COMMITTEE, 1999).

A seguir, será apresentado como as decisões de gasto dos indivíduos e firmas

respondem a movimentos na taxa de juros, nos preços dos ativos e na taxa de câmbio.

1.5.2 Efeitos dos Juros sobre a Demanda Agregada e sobre a Inflação

Há três efeitos diretos que uma mudança na taxa de juros exerce sobre as decisões individuais de gasto e poupança: a) efeitos sobre a poupança e sobre as dívidas dos indivíduos; b) efeitos sobre a riqueza financeira; e, c) efeitos sobre os preços relativos (MONETARY POLICY COMMITTEE, 1999).

Como mencionado acima, mudanças na taxa de juros básica alteram as taxas de juros de mercado com conseqüências sobre os juros cobrados pelos empréstimos bancários e as taxas pagas pela poupança. No caso de dívidas com taxas flutuantes, como é o caso dos cartões de crédito, um aumento na taxa de juros reduz a renda disponível dos devedores, reduzindo os gastos com bens e serviços. Além disso, haverá um desincentivo à contratação de novas dívidas para financiar o consumo e quem o fizer, pagará taxas mais elevadas com conseqüências sobre sua renda. Mesmo para aqueles que não possuem dívidas, uma taxa de juros mais elevada torna o retorno sobre a poupança mais atrativo, encorajando um consumo menor. Em resumo, uma taxa de juros mais elevada (dada a expectativa de inflação) incentiva a substituição de consumo presente por consumo futuro (MONETARY POLICY COMMITTEE, 1999).

Em relação ao efeito riqueza, taxas de juros mais elevadas (corrente e esperada) tendem a reduzir o valor dos ativos financeiros, reduzindo a riqueza de seus detentores com conseqüências negativas sobre o consumo. A mesma coisa pode acontecer com os ativos físicos como, por exemplo, os bens imóveis. Taxas de juros elevadas podem aumentar o custo de financiamento de imóveis, reduzindo a demanda por esses bens. Uma queda na demanda pode reduzir os preços desses bens, levando seus proprietários a se sentirem mais pobres, reduzindo seus gastos. Além disso, queda nos preços dos imóveis pode tornar mais difícil a concessão de empréstimos com garantia nesses bens (MISHKIN, 2001).

O terceiro efeito de uma mudança na taxa de juros sobre os gastos individuais ocorre através da taxa de câmbio. A apreciação cambial causada por aumentos na taxa de juros altera os preços relativos, reduz a competitividade internacional dos

produtores nacionais além de direcionar a demanda interna para os produtos importados, com impactos negativos sobre as exportações líquidas e a renda nacional. Espera-se que o inverso aconteça no caso de uma depreciação cambial (KUTTNER; MOSSER, 2002).

Portanto, taxas de juros mais elevadas, tudo o mais constante, levam à redução dos gastos com consumo, e taxas de juros mais baixas o aumentam. No entanto, isto não é verdadeiro para todos os indivíduos. Aqueles que vivem da renda gerada por investimentos financeiros, por exemplo, têm seus rendimentos aumentados por aumentos nos juros e podem sustentar um nível mais elevado de gastos. Assim, um aumento na taxa de juros tem efeitos redistributivos, melhorando a situação dos poupadores e piorando a situação dos emprestadores líquidos. Além disso, os gastos desses dois grupos podem responder de forma diferente às respectivas mudanças na renda disponível. Entretanto, o banco central determina a taxa de juros levando em conta o impacto médio desta variável sobre o consumo agregado. Na média, taxas de juros mais elevadas tendem a reduzir o consumo, enquanto taxas de juros mais baixas tendem a aumentá-lo (MONETARY POLICY COMMITTEE, 1999).

Assim como os indivíduos, as decisões de gasto e investimento das firmas também são afetadas pelas mudanças nas taxas de juros de mercado, no preço dos ativos, nas expectativas e pelas mudanças na taxa de câmbio que se seguem após uma mudança na taxa de juros oficial.

Embora em magnitudes diferentes, os efeitos da política monetária sobre as firmas ocorrem na mesma direção dos efeitos sobre os indivíduos, não sendo necessário apresentá-los um a um. Em resumo, muitas firmas dependem de financiamento bancário e são sensíveis aos efeitos diretos de mudanças nas taxas de juros. *Ceteris paribus*, taxas de juros mais elevadas pioram a situação financeira das firmas dependentes de empréstimos de curto prazo e juros mais baixos melhoram suas condições. Mudanças na posição financeira das firmas levam a mudanças em seus planos de investimento e emprego. De forma geral, taxas de juros mais elevadas alteram a taxa de retorno requerida pelos projetos de investimento, postergando a execução desses projetos e encarecendo o financiamento de estoques. As mudanças na política monetária também afetam as expectativas sobre o curso futuro da economia.

Como investimentos em capital são praticamente impossíveis de serem revertidos, uma queda na trajetória esperada da demanda tenderá a reduzir os gastos com projetos de investimento (MISHKIN, 1996).

As mudanças no comportamento das firmas e dos indivíduos discutidas acima, quando somadas para a economia como um todo e considerando o impacto de mudanças no câmbio sobre as exportações líquidas, geram mudanças na demanda agregada. Da interação entre demanda agregada e a oferta potencial da economia, determina-se o grau de pressão inflacionária, com efeitos diretos sobre a taxa de inflação que é a variável meta do banco central.

Portanto, embora a política monetária não tenha controle direto sobre a taxa de juros de curto prazo do mercado, consegue, através de mudanças em sua taxa de juros básica, afetar a taxa de juros do mercado. Por sua vez, através dos canais descritos acima, a taxa de juros afeta as pressões inflacionárias geradas pela demanda agregada, afetando a taxa de inflação na direção determinada pelo banco central. Deve-se dizer, porém, que leva tempo até que a economia seja atingida pelo impacto completo de uma mudança na taxa de juros básica.

Naturalmente, a capacidade do banco central em atingir seus objetivos vai depender de como as expectativas dos agentes econômicos irão se comportar. A incerteza envolvendo qualquer mudança de política aumenta a importância de se manter um regime de política monetária crível e transparente, como comentado anteriormente.

1.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente capítulo apresentou um breve relato da evolução teórica da política monetária a partir da Síntese Neoclássica. Observou-se que, apesar das divergências que ainda possam existir, há um conjunto de elementos aceitos por todos os economistas e pesquisadores acadêmicos. Esses elementos compõem o núcleo da macroeconomia que está sendo chamado de Novo Consenso Macroeconômico.

Entre os princípios do Novo Consenso está a aceitação de que a política monetária possui efeitos sobre as variáveis reais no curto prazo, em função das

rigidezes de preços. No longo prazo, porém, a política monetária é neutra em relação às variáveis reais, e seus efeitos se dão sobre a taxa de inflação. Além disso, os bancos centrais estão cientes de que são responsáveis pela estabilidade de preços e que suas ações devem se pautar por regras claras e plenamente conhecidas pela sociedade.

O modelo estrutural desenvolvido sob os princípios do Novo Consenso, fornece o entendimento de como a política monetária é executada pelos bancos centrais na atualidade. O modelo básico é composto por três equações: uma curva de demanda agregada, uma curva de oferta agregada e uma regra de determinação da taxa de juros.

Dentro do modelo, a taxa de juros é o único instrumento à disposição do banco central para controle da inflação. Com preços rígidos, ao alterar a taxa de juros nominal, o banco central consegue alterar a taxa de juros real que é a taxa relevante nas decisões de consumo e investimento. Dessa forma, o banco central afeta a demanda agregada que, por sua vez, afeta as decisões de fixação de preços, alterando a taxa de inflação na direção desejada pela autoridade monetária.

Adotando, implícita ou explicitamente, um regime de metas de inflação, os bancos centrais gerenciam seu instrumento de política em resposta aos desvios da inflação em relação à meta. Nesse sentido, um importante papel é atribuído às expectativas. Como já mencionado, as expectativas são endógenas e quantitativamente significantes. O banco central reage às expectativas, ajustando a taxa de juros, procurando guiar os agentes econômicos em direção à meta de inflação. Em outras palavras, o Novo Consenso trabalha com a hipótese de que as expectativas dos agentes são altamente influenciáveis pela política econômica.

Portanto, pode-se esperar que haja uma interdependência entre as ações do banco central e as expectativas dos agentes. O banco central fixa sua meta de inflação e indica a direção de sua política ao mercado. Com base na credibilidade da política monetária, os agentes formam suas expectativas. Diante da possibilidade de que a meta de inflação não seja cumprida, o banco central reage alterando a taxa de juros na tentativa de influenciar as expectativas e fazê-las convergir para a meta. Ou seja, a política monetária reage às expectativas com o intuito de influenciá-las.

Com base no pressuposto de que o modelo do Novo Consenso norteia as ações de política monetária do Banco Central do Brasil, serão testados os efeitos da taxa de juros sobre as expectativas de inflação.

Para embasar a aplicação do novo consenso à política monetária brasileira, o capítulo seguinte descreverá a evolução das variáveis macroeconômicas e como a taxa de juros reagiu aos diversos eventos enfrentados pela economia brasileira a partir da introdução do regime de metas de inflação.

Espera-se que a política monetária implementada pelo Banco Central do Brasil, a partir da implantação do regime de metas, tenha sido guiada de modo a impedir o descumprimento da meta de inflação. Ou seja, espera-se que a taxa de juros tenha reagido às expectativas de inflação e ao hiato do produto, e que tenha sido capaz de influenciar as expectativas e gerenciar a demanda agregada em direção ao cumprimento da meta.

2 POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL SOB METAS DE INFLAÇÃO: A TRAJETÓRIA DA TAXA DE JUROS

2.1 INTRODUÇÃO

A visão dominante entre economistas e bancos centrais na atualidade, é que o objetivo principal da política monetária deve ser a obtenção e a manutenção da estabilidade de preços. Para cumprir esse objetivo, as ações dos bancos centrais devem se antecipar a qualquer pressão inflacionária futura. Dessa forma, o consenso atual justifica o uso de metas de inflação como estratégia de política a ser seguida pela autoridade monetária.

Pautando-se pelos argumentos da visão dominante, o regime de metas de inflação foi adotado no Brasil no segundo semestre de 1999, após o episódio da flutuação cambial, no qual o país abandonou a política de câmbio fixo que desde o início do Plano Real vinha sendo a âncora para manutenção da estabilidade de preços.

Desde então, as decisões do Comitê de Política Monetária brasileiro (Copom) são norteadas pelas previsões realizadas através de um modelo estrutural baseado no modelo do novo consenso, apresentado no capítulo anterior. O modelo do Banco Central do Brasil (BCB) contém quatro equações, três das quais pertencentes ao modelo básico do novo consenso: a) uma curva IS; b) uma curva de oferta agregada; c) uma função de paridade da taxa de câmbio; e, d) uma regra de determinação da taxa de juros.

Considera-se, portanto, que a atuação do Banco Central brasileiro é guiada pelos princípios do novo consenso, que, entre outras coisas, afirmam que a taxa de juros é o instrumento capaz de controlar a inflação e que deve ser elevada sempre que houver expectativa de descumprimento da meta de inflação.

Nesse sentido, o presente capítulo fará uma descrição da condução da política monetária no Brasil, com ênfase no comportamento das variáveis macroeconômicas e nos principais choques que atingiram essas variáveis a partir da introdução do regime de metas de inflação. A intenção é verificar as variáveis que guiaram às ações do

Banco Central e que determinaram o comportamento da taxa de juros básica da economia brasileira.

Para cumprir os objetivos propostos, o capítulo foi dividido em 7 seções incluindo essa introdução. Na segunda seção, resgata-se o período entre a introdução do Plano Real e o abandono da âncora cambial. Na terceira seção, apresenta-se o período entre a flutuação do câmbio e o início oficial do regime de metas de inflação. A quarta seção traz um relato sucinto dos estudos realizados pelo Banco Central para adequação do modelo estrutural requerido ao funcionamento do regime de metas. Na quinta seção, apresentam-se os eventos que condicionaram a atuação da política monetária entre 1999 e 2005. A sexta seção retoma o comportamento da taxa de juros dentro da regra de política proposta pelo modelo do novo consenso. Por fim, a sétima seção apresenta as considerações finais do capítulo.

2.2 DA ÂNCORA MONETÁRIA À FLUTUAÇÃO CAMBIAL

Após três décadas de elevadas taxas de inflação e desenvolvimento de mecanismos de indexação que permitiram conviver com essas taxas e de tentativas frustradas de estabilização de preços adotadas insistentemente durante os anos 1980 e início dos 1990, o Brasil introduziu no ano de 1994, sob o comando do então ministro da Fazenda Fernando Henrique Cardoso, um novo plano de estabilização, o Plano Real.

A implementação do Plano Real passou por três fases. A primeira fase caracterizou-se pela criação do Fundo Social de Emergência que permitiu ao governo maior flexibilidade nos cortes de gastos ao desvincular cerca de 20% das receitas do orçamento e, aumento da arrecadação federal através da elevação de alíquotas e criação de novas contribuições. Na segunda fase, foi introduzida uma nova unidade de conta através da Unidade Real de Valor (URV), representando a utilização de um mesmo indexador para todos os preços da economia. Por fim, na terceira fase, quando os preços relativos estavam alinhados, as funções de unidade de conta e meio de pagamento da moeda foram reunificadas com a conversão na nova moeda, o Real, de todos os contratos expressos em URV's à razão de um por um, rompendo-se a

indexação (CARDOSO, 2001).

A primeira fase do plano demonstrava a preocupação do governo em conquistar a credibilidade fiscal. Dessa forma, à introdução do plano deveria se preceder um programa de ajuste fiscal que contribuísse para a reversão das expectativas inflacionárias, ao sinalizar que o governo não mais se financiaria por meios inflacionários (BATISTA Jr., 1996).

Sabia-se que a solução definitiva aos desequilíbrios fiscais exigiria um lento processo de reformas tanto na estrutura de receitas quanto de despesas do setor público. O Fundo Social de Emergência foi concebido para ser um ajuste fiscal temporário, enquanto as reformas estruturais não eram aprovadas pelo Congresso Nacional. Entretanto, a reforma fiscal não ocorreu e o superávit primário que atingiu 6,33% em outubro de 1994, transformou-se em déficit a partir de 1996.

Imediatamente após a reforma monetária, a taxa de inflação caiu de 46,58% ao mês em junho de 1994 para 5,47% ao mês em julho do mesmo ano. A fim de conter as pressões de demanda que se seguiram ao aumento da renda real, a taxa de juros Selic foi mantida em 68% ao ano em média entre julho e dezembro de 1994.

Para prover credibilidade ao Plano, adotou-se uma âncora monetária baseada em regras de emissão de moeda. Ao invés de conferir discricionariedade ao Banco Central, estabeleceram-se metas quantitativas trimestrais para a base monetária, de forma que os agentes não criassem expectativas de emissões destinadas ao financiamento público²¹.

Em relação à política cambial, a opção inicial foi pelo câmbio flutuante. Após a reforma monetária, o Banco Central comprometeu-se a vender dólares à paridade R\$ 1/US\$ 1, mas deixando que o câmbio flutuasse livremente abaixo desse teto e se equilibrasse de acordo com o mercado. Já nos primeiros meses de flutuação, as significativas entradas de capitais valorizaram a moeda nacional fazendo-a atingir R\$ 0,86 por dólar em setembro. Tentava-se, portanto, uma política de âncora monetária com câmbio flutuante.

²¹ A norma legal que implantou o Real estabelecia que o Congresso deveria fixar limites quantitativos rígidos para emissão de moeda, que poderiam ser alterados pelo Conselho Monetário Nacional somente em 20% em ocasiões especiais. Além disso, as emissões de reais deveriam estar lastreadas às reservas internacionais do país. Para maiores detalhes, ver Medida Provisória n. 542 de 30 de junho de 1994.

É oportuno lembrar que a implantação do Plano Real foi precedida de um amplo conjunto de reformas liberalizantes que possibilitaram o acesso do Brasil aos fluxos de capitais externos e à acumulação de reservas. Exemplos dessas reformas foram a abertura comercial e o início das privatizações (BAUMANN, 1999). Além disso, houve a renegociação da dívida externa e as transformações no sistema financeiro internacional, que somadas ao excesso de liquidez internacional possibilitaram o retorno dos fluxos de capitais aos países em desenvolvimento.

Dessa forma, a folga cambial e a valorização do real viabilizaram a rápida queda da inflação logo após a reforma monetária que introduziu a nova moeda. A possibilidade de importação e o câmbio valorizado tiveram fortes impactos sobre a lógica de formação de preços, aumentando a concorrência e forçando os preços internos a se acomodarem aos internacionais.

De acordo com Pastore e Pinotti (1999a), a opção inicial pelo câmbio flutuante deve-se à crença que a combinação da flutuação com os juros elevados produziria a valorização cambial necessária para derrubar a inflação mais rapidamente. As autoridades acreditavam que havia espaço para valorizar o câmbio real, gerando déficits moderados em conta corrente que seriam financiados com os ingressos de capitais.

Além disso, a ausência de uma reforma fiscal reforçava a opção pelo câmbio flutuante. Sabia-se que a queda da inflação elevaria a demanda por moeda, que deveria ser atendida pela expansão da base monetária. Sob câmbio flutuante, as reservas internacionais permaneceriam constantes, e a expansão da base monetária ocorreria somente pela recompra de títulos da dívida pública (PASTORE; PINOTTI, 1999a).

No entanto, a combinação dos efeitos da valorização cambial, da liberalização comercial, da política fiscal expansionista e do forte crescimento do consumo nos meses subsequentes à reforma monetária gerou efeitos indesejados sobre o saldo em transações correntes, que passou de um déficit de US\$ 591,7 milhões em 1993 para um déficit de US\$ 17.971,70 milhões em 1995.

Em resposta à elevação dos déficits em conta corrente e diante das saídas de

capital ocorridas após a crise do México²², o Banco Central elevou ainda mais a taxa de juros, passando de 46,8% ao ano em fevereiro de 1995 para 65% ao ano no mês de março. Simultaneamente ao aperto monetário, o BCB abandonou a flutuação cambial e, a partir de março de 1995, adotou um regime de bandas cambiais (*crawling peg*).

Na prática, o Banco Central passou a realizar desvalorizações administradas na taxa de câmbio de cerca de 0,6% ao mês, com duas implicações principais. Primeiro, como as desvalorizações ocorridas eram menores que o diferencial de juros, havia um incentivo à entrada de capitais de curto prazo. Em segundo lugar, com a competição dos produtos importados gerada pela liberalização comercial, a taxa de câmbio passou a ancorar o sistema de preços. Dessa forma, a âncora cambial e os fluxos de capitais foram essenciais ao processo de estabilização (FACHADA, 2001).

No entanto, a combinação de câmbio fixo com mobilidade internacional de capitais, pode conduzir a déficits não sustentáveis nas contas correntes, indicando a necessidade de reajustes cambiais e, por isso mesmo, tornando as economias vulneráveis aos movimentos bruscos de capitais e aos ataques especulativos (PASTORE; PINOTTI, 2000).

No caso brasileiro, a manutenção do câmbio fixo esbarrava na sustentabilidade da dívida pública. A manutenção de taxas de juros reais superiores às taxas de crescimento econômico, somadas aos déficits fiscais persistentes, provocou o rápido crescimento da dívida pública, tornando o país vulnerável aos choques de confiança e aos ataques especulativos ao indicar que, cedo ou tarde, o regime cambial teria que ser abandonado (PASTORE; PINOTTI, 2000).

De fato, no período em que manteve o câmbio fixo, entre 1995 e 1998, o Brasil enfrentou duas grandes dificuldades de manutenção do regime cambial em função da ocorrência de crises financeiras em países emergentes.

A primeira crise de confiança ocorreu em função da reação dos investidores internacionais à desvalorização das moedas asiáticas em 1997. Diante da saída de

²² A crise mexicana foi a primeira crise externa na era do Real. Ocorreu pela dificuldade de o México financiar seu balanço de pagamentos, levando-o a desvalorizar sua moeda. O Brasil foi afetado pela crise na medida em que esta atingiu as expectativas dos investidores em relação aos mercados emergentes, o que ficou conhecido como Efeito Tequila. No caso brasileiro, o câmbio estava valorizado e o país também poderia apresentar dificuldades em financiar seu balanço de pagamentos. A expectativa de desvalorização cambial resultou em forte saída de capitais e na adoção de medidas ainda mais restritivas de política monetária com aumento da taxa de juros e promessa de que o Real não seria desvalorizado.

capitais, o Banco Central reagiu elevando a taxa de juros básica de 22% para 43,2% ao ano no mês de novembro de 1997. Em complemento ao aperto monetário e para ajudar a recuperar a confiança dos investidores, o governo anunciou um programa fiscal, conhecido como Pacote 51, incluindo cortes de despesas e aumento de impostos. A ação do Banco Central permitiu recuperar as reservas que haviam passado de US\$ 62,2 bilhões em agosto de 1997 para US\$ 51,2 bilhões no mês de novembro, e a taxa de juros pôde retornar ao nível pré-crise em julho de 1998. No entanto, o programa fiscal não foi totalmente implementado, especialmente no que diz respeito aos cortes de gastos (FACHADA, 2001).

O segundo choque de confiança enfrentado pela economia brasileira ocorreu em um cenário fiscal ainda mais deteriorado (BOGDANSKI et. al., 2001). A dívida líquida total do setor público, que representava 30,5% do PIB em dezembro de 1995, chegou a 42,7% em dezembro de 1998. A crise russa afetou a economia brasileira na medida em que soou como um alerta ao mercado de que países com fortes déficits fiscais e dívidas públicas onerosas poderiam ser tentados a não honrar seus compromissos. A partir dessa percepção, houve uma forte saída de capitais em direção aos países desenvolvidos considerados mais seguros, ocasionando queda substancial nas reservas cambiais brasileiras que passaram de US\$ 73,8 bilhões no mês de abril de 1998 para US\$ 41,5 bilhões no mês de novembro.

Para conter as saídas de capitais, a taxa de juros foi elevada de 19% ao ano em agosto de 1998 para 34% ao ano em setembro e 41% ao ano no mês de outubro de 1998. Adicionalmente, o governo assinou um programa de suporte financeiro preventivo com o Fundo Monetário Internacional (FMI), com vistas à recomposição das reservas, visando ainda garantir ao mercado o compromisso com o equilíbrio fiscal. No entanto, as expectativas se deterioraram no final de 1998, depois que o Congresso rejeitou o aumento da contribuição previdenciária dos servidores civis e a extensão aos pensionistas. Além disso, a incerteza quanto ao compromisso dos governadores estaduais recém-eleitos com o ajuste fiscal agravou o cenário doméstico.

As dificuldades em manter o regime de bandas cambiais levaram o Banco Central a tentar uma desvalorização controlada do real em janeiro de 1999, mas a ausência de credibilidade levou o mercado a apostar maciçamente contra o novo

regime. Diante da possibilidade de perdas ainda maiores de reservas, o Banco Central absteve-se de intervenções e, em 12 de janeiro de 1999, permitiu a flutuação cambial. No mesmo dia, o valor do dólar atingiu R\$ 1,4659 para venda, equivalendo à desvalorização de 11,1% no dia e de 21,3% no ano.

Com a flexibilização da política cambial brasileira, o país perdeu a âncora nominal representada pela taxa de câmbio que desde 1995 vinha sendo o principal responsável pelo controle da inflação. A partir disso, a preocupação da Autoridade Monetária era que a depreciação cambial pudesse resultar em um descontrole inflacionário permanente. De fato, em fevereiro de 1999, a inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) fechou em 1,05% ao mês, contra 0,33% ao mês em dezembro de 1998, enquanto o Índice de Preços no Atacado (IPA) aumentou 7% em fevereiro, o maior aumento mensal desde 1994, contra um aumento de 1,74% em dezembro de 1998.

Diante do risco de retorno da inflação, era imprescindível reafirmar o compromisso do governo com a estabilidade dos preços. Para tanto, tornava-se necessário escolher uma nova sistemática operacional para a política monetária, compatível com o câmbio flexível e capaz de produzir uma âncora nominal que coordenasse as expectativas e as decisões referentes à formação dos preços (DELFIM NETTO, 1999). A sistemática escolhida foi a adoção do regime de metas de inflação, que passou a vigorar a partir de julho de 1999.

Na seção seguinte, o período de transição entre a flutuação cambial e a adoção das metas de inflação é apresentado.

2.3 TRANSIÇÃO PARA O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

Após a desvalorização cambial, a preocupação do Banco Central era fornecer aos agentes privados indicações claras de que seu objetivo principal era a manutenção da estabilidade dos preços. Na ata da reunião do Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil (Copom), realizada 5 dias após a desvalorização, transpareceu que a taxa de juros seria utilizada para evitar que a taxa de inflação ultrapassasse um

“parâmetro aceitável”. Além disso, cogitou-se a possibilidade de estabelecer a política monetária em função dos movimentos na taxa de câmbio:

Admitiu-se a possibilidade de estabelecer uma regra pela qual a taxa de juros reagiria ao movimento da taxa de câmbio. Manifestada preocupação com a questão fiscal em função da manutenção por um tempo prolongado de nível de taxa de juros elevado, ponderou-se que a flutuação cambial poderá permitir queda da taxa de juros, o que por sua vez reduziria pressões sobre o déficit fiscal (COPOM, 1999a).

Na reunião seguinte, realizada no mês de março de 1999, o Banco Central deixa claro que havia encontrado uma âncora. A política monetária passaria a ser pautada pelo controle da taxa de inflação e essa seria sua âncora nominal:

Considerando-se o novo regime cambial, é essencial transmitir à sociedade que a economia não opera sem âncora nominal e que o Banco Central possui capacidade de atuação. Nesse sentido, o desempenho da autoridade monetária passará a pautar-se pelo comprometimento com o controle da taxa de inflação (COPOM, 1999b).

Era também evidente a preocupação com a questão fiscal. Entre 1994 e 1998, a dívida líquida do setor público (DLSP) evoluiu de 28,1% para 41,7% do PIB. Em janeiro de 1999 a dívida alcançou 50,7% do PIB, como consequência imediata da desvalorização cambial. “Dado o atual cenário, percebe-se como fatores determinantes a austeridade da política fiscal e o aporte de crédito externo. (...) A estabilidade dos preços em regime de câmbio flutuante é garantida pela austeridade fiscal sustentada e por um sistema de austeridade monetária compatível com a política fiscal” (COPOM, 1999b).

Em março de 1999, o Banco Central alterou a atuação da política monetária, retirando o uso do intervalo de juros formado pela Taxa Básica do Banco Central (TBC) e pela Taxa Básica de Assistência do Banco Central (TBAN)²³ e adotando o conceito de meta para a Taxa Selic. Além disso, introduziu-se o mecanismo de “viés” para a taxa de juros, delegando ao presidente da Instituição a prerrogativa de alterar a

²³ A criação da TBC e da TBAN ocorreu em 1996, como medida para redefinir e viabilizar as operações de redesconto. Pela TBC o Banco Central concederia empréstimos com garantia em títulos públicos federais, enquanto a TBAN, que seria ligeiramente superior a TBC, serviria como referência para o custo de operações de empréstimos do BCB acima do valor básico, com garantias reais adicionais. Portanto, o custo do redesconto teria como piso a TBC e como teto a TBAN mais um acréscimo, variável conforme o prazo da operação. Esse corredor serviria para guiar a trajetória da taxa Selic (TORRES, 1999b).

taxa de juros, de acordo com a indicação do viés, sem necessidade de realização de nova reunião. A vantagem da adoção do viés consistia em sinalizar ao mercado a possibilidade de redução da taxa de juros, caso as expectativas do Copom quanto à evolução da economia se confirmassem.

Diante das expectativas de trajetória ascendente da inflação e da volatilidade da taxa de câmbio, a taxa Selic foi elevada em março de 1999 de 25% para 45% ao ano, com viés de redução.

A partir de abril de 1999, os índices de preços mostraram sinais de arrefecimento. A inflação mensal medida pelo Índice Geral de Preços (IGP-DI) passou de 4,44% ao mês em fevereiro, para 0,03% no mês de abril, enquanto a inflação medida pelo IPCA passou de 1,05% para 0,56% no mesmo período. Adicionalmente, a taxa de câmbio média valorizou-se cerca de 11% enquanto o prêmio de risco-Brasil medido pelo *Emerging Market Bond Index Plus* (EMBI+) reduziu-se em mais de 200 pontos, elevando o fluxo de capitais externos no país.

A evolução positiva da conjuntura interna impactou as expectativas inflacionárias, que foram sendo revisadas para níveis mais baixos. Nesse cenário, a taxa de juros foi sendo gradualmente reduzida, terminando o mês de junho de 1999 em 21% ao ano com viés de redução.

Em 22 de junho de 1999 entrou oficialmente em vigor a sistemática de metas para a inflação, considerada como “*the most suited framework to achieve economic stabilization under a flexible exchange rate regime, with the target itself playing the role of the nominal anchor*” (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000, p. 09).

A escolha do Banco Central pelo regime de metas inflacionárias está em linha com a literatura internacional que sugere a estabilidade de preços como objetivo prioritário da política monetária. Como evidenciado no primeiro capítulo, de acordo com os desenvolvimentos teóricos recentes, a política monetária não é capaz de sustentar, no longo prazo, um nível de atividade econômica superior ao produto potencial.

2.4 IMPLEMENTAÇÃO DO SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO

As motivações para a adoção de metas inflacionárias podem ser sumariadas como segue: a) metas de inflação servem como mecanismo de coordenação de expectativas para os agentes econômicos; b) metas inflacionárias permitem que a política monetária se concentre na busca prioritária de uma taxa de inflação baixa e estável. No longo prazo, a estabilidade reduz a incerteza, aumenta a eficiência alocativa e incentiva o investimento, levando ao crescimento econômico; c) sob metas inflacionárias o banco central pode atuar eficientemente respondendo aos efeitos de choques no curto prazo; d) facilitam o acompanhamento do desempenho da política monetária e da credibilidade da política, pela comparação entre a meta e a inflação efetiva; e) metas para a inflação podem eliminar o viés inflacionário derivado da ausência de credibilidade na política, além de aumentar a independência de instrumento do banco central; f) indica a necessidade de ausência de dominância fiscal, pois a existência de déficits fiscais elevados pode provocar a monetização da dívida pública, acelerando a inflação; e g) as metas de inflação propiciam elevado grau de discricção da política monetária sem levar à perda de credibilidade, porque não significam a adoção de simples instruções mecânicas de como o banco central deveria conduzir a política (SVENSSON, 1997).

Apesar das vantagens, o regime de metas inflacionárias apresenta alguns problemas com relação à sua implementação e monitoramento (SVENSSON, 1997).

Em primeiro lugar, o Banco Central possui controle imperfeito sobre a taxa de inflação. A inflação corrente é predeterminada por decisões e contratos anteriores, o que significa que o Banco Central só consegue afetar a inflação futura. Além disso, os efeitos da política monetária sobre a economia ocorrem somente após um certo nível de defasagem. Durante o período entre a ação da política e seu efeito sobre a inflação, a taxa de inflação é afetada por outros fatores que fogem ao controle da autoridade monetária.

Em segundo lugar, o controle imperfeito da inflação também cria dificuldades para o monitoramento do desempenho do banco central. Em função da defasagem de controle, período que vai da escolha do instrumento até o seu impacto na inflação, a

política monetária corrente só pode ser avaliada quando a inflação resultante desta política for observável. No entanto, durante esse período de defasagem, a inflação é afetada por fatores que estão fora do controle do banco central (RIGOLON; GIAMBIAGI, 1998).

A solução para esses problemas implica na adoção de metas para a inflação esperada. Em função das dificuldades apresentadas, a previsão de inflação torna-se a meta intermediária a ser atingida pelo Banco Central. Nesse caso, o Banco Central ajusta seu instrumento de maneira que a inflação prevista seja igual a meta de inflação, considerando o período de defasagem da política (SVENSSON, 1997).

Ciente dessas dificuldades, o Banco Central brasileiro só implantou o regime de metas de inflação após 6 meses do episódio da flutuação cambial. A existência desse tempo de transição era fundamental em função das incertezas prevaletes a respeito do processo inflacionário que se seguiria à desvalorização. Além disso, era necessário construir modelos de previsões capazes de fornecer as expectativas de inflação e orientar as decisões de política monetária. Ao mesmo tempo, a adoção do novo modelo requereria mudanças institucionais que garantissem a independência operacional do Banco Central, além de mudanças na condução da política fiscal (BOGDANSKI et. al., 2001).

Em relação às contas públicas, uma série de medidas foi adotada para garantir que a política fiscal pudesse se tornar um dos pilares do processo de estabilização²⁴. Na ausência do ajustamento fiscal, o uso da taxa de juros para conter as pressões inflacionárias poderia causar efeitos contrários sobre a taxa de inflação (CARNEIRO; WU, 2005). Essa questão ficou conhecida na literatura como dominância fiscal a partir dos trabalhos de Sargent e Wallace (1981) e pode ser definida pela citação a seguir.

A standard proposition in open-economy macroeconomics is that a central-bank-engineered increase in the real interest rate makes domestic government debt more attractive and leads to a real appreciation. If, however, the increase in the real interest rate also increases the probability of default on the debt, the effect may be instead to make domestic government debt less attractive, and to lead to a real depreciation (BLANCHARD, 2004, p.2).

²⁴ BOGDANSKI et. al. (2001) apresentam uma breve relação das medidas adotadas no âmbito fiscal.

A partir de 1999, observa-se na economia brasileira um expressivo esforço fiscal, representado pela geração de superávits primários crescentes, visando à redução da dívida pública em relação ao PIB.

Adicionalmente, era necessário desenvolver um modelo institucional requerido para o funcionamento do novo regime. Entre as tarefas que deveriam preceder à implantação das metas, estavam o desenvolvimento de técnicas precisas de previsão da inflação e o desenvolvimento de modelos que indicassem o mecanismo de transmissão da política monetária aos preços (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000).

A escolha da Selic como ferramenta principal para garantir a convergência da inflação à meta, baseia-se no diagnóstico que os mecanismos de transmissão da política monetária aos preços internos devem ser divididos em dois grandes blocos: a taxa de juros e os choques externos. Conforme apresentado na Figura 1 no capítulo anterior, antes de afetar a demanda agregada e, por fim, a inflação, os efeitos da taxa de juros sobre os preços se dão sob o crédito, o preço dos ativos, as decisões de investimento, as decisões de consumo e as expectativas. Por outro lado, os choques externos, são fenômenos que, por definição, fogem ao controle direto da autoridade brasileira, de modo que seus efeitos sobre os preços devam ser combatidos mesmo que de forma indireta (BARCELLOS NETO, 2003).

O modelo estrutural estimado pelo Banco Central do Brasil (BCB) com o objetivo de identificar o mecanismo de transmissão da política monetária e avaliar as defasagens envolvidas nessa transmissão é uma versão do modelo apresentado no capítulo 1, e contém quatro equações principais, sendo três delas pertencentes à versão básica do modelo do novo consenso: a) uma equação IS que captura a resposta da demanda agregada à taxa de juros real; b) uma curva de Phillips típica de economia aberta, representando o lado da oferta da economia; c) uma condição de paridade descoberta da taxa de juros, relacionando o diferencial entre as taxas de juros doméstica e externa, com a expectativa de desvalorização cambial e o prêmio de risco; e, d) uma regra de taxa de juros (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000).

Os estudos iniciais do Banco Central permitiram diagnosticar que os canais mais importantes na transmissão dos choques aos preços internos da economia

brasileira são os canais da demanda agregada, da taxa de câmbio e das expectativas (FACHADA, 2001).

De fato, as pesquisas realizadas pelo Banco Central mostraram que mudanças na taxa de juros afetam a demanda agregada em um período de 3 a 6 meses, enquanto a resposta da demanda agregada aos preços ocorre após 3 meses. Logo, mudanças na taxa de juros de curto prazo influenciam a taxa de inflação com uma defasagem de 6 a 9 meses. Por sua vez, os efeitos da taxa de juros, operando através do canal da taxa de câmbio, afetam a inflação quase imediatamente devido à curta defasagem do impacto do câmbio sobre os preços domésticos dos produtos comercializáveis internacionalmente (FIGUEIREDO; FACHADA e GOLDENSTEIN, 2002).

Bogdanski et. al. (2001) apresentam algumas considerações a respeito desses resultados. Em primeiro lugar, a defasagem observada pelo canal da demanda agregada é menor do que a encontrada na maioria dos países industrializados ou, até mesmo, nas economias em desenvolvimento.

Em segundo lugar, embora a defasagem seja curta, o efeito médio é modesto. Uma das razões propostas por Bogdanski et. al. (2001) é a sobre-regulação do sistema financeiro, com uma variedade de impostos, de restrições ao crédito e de alocações obrigatórias de fundos. Na opinião desses autores, o *spread* bancário tem permanecido extraordinariamente alto, tornando os efeitos da transmissão da taxa de juros ao mercado através dos empréstimos bancários mais fracos do que o desejado.

A terceira observação diz respeito à magnitude do repasse da desvalorização cambial sobre os preços (*passthrough*). Analisando dados de painéis, Goldfajn e Werlang (2000) concluíram que o coeficiente de *passthrough* geralmente depende de quatro fatores principais: o grau prévio de sobrevalorização da taxa de câmbio, o nível prévio de inflação, o grau de abertura e o nível de atividade econômica, sendo que economias aquecidas e com grau de abertura elevado, tendem a apresentar coeficientes de repasse aos preços relativamente maiores.

Nesses aspectos, Bogdanski et. al. (2001) afirmam que, no caso brasileiro, a mudança para o câmbio flutuante ocorreu em um cenário propício para um baixo grau de *passthrough*. A inflação estava baixa e a taxa de câmbio apresentava sinais de sobrevalorização. Além disso, o grau de abertura da economia é considerado baixo em

comparação aos padrões internacionais e a economia estava operando aquém do seu potencial, especialmente depois da crise da Rússia, contribuindo para evitar pressões por repasse de preços.

2.5 CONDICIONANTES DA POLÍTICA MONETÁRIA SOB METAS DE INFLAÇÃO

Em um regime de metas de inflação, a autoridade monetária atua de modo *forward-looking*, reagindo aos desvios das expectativas de inflação da meta estabelecida. De acordo com Rigolon e Giambiagi (1998), se a estabilização da inflação for o único objetivo da política monetária, a taxa de juros vai ser definida de modo que a previsão de inflação sempre iguale à meta inflacionária. Neste caso, se a expectativa de inflação for maior (menor) que a meta, o Banco Central reage aumentando (diminuindo) a taxa de juros até que a previsão de inflação convirja para a meta.

Nesta seção, mostraremos de forma descritiva como a taxa de juros foi utilizada para conter os choques diversos de modo a garantir o alcance das metas de inflação. Evidências empíricas permitem a interpretação da política monetária brasileira através de uma regra de Taylor (CARNEIRO; WU, 2000). Nesse sentido, a descrição a seguir tentará identificar a reação da política monetária à evolução das variáveis macroeconômicas.

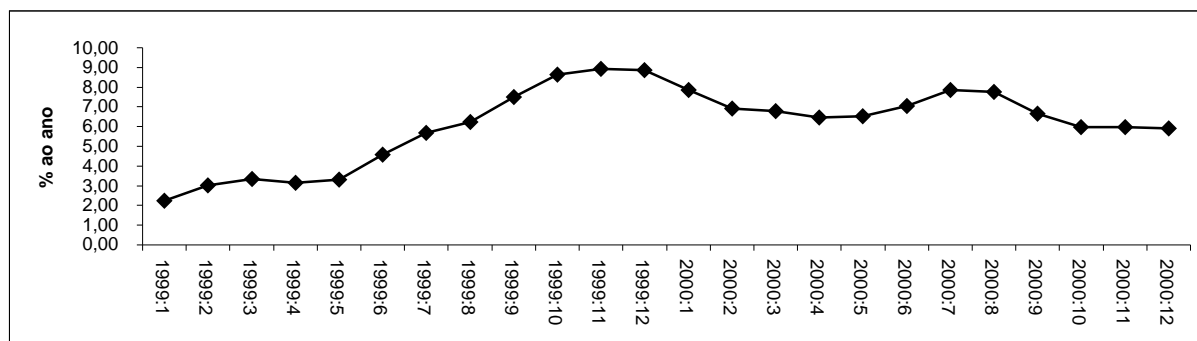
2.5.1 Acomodação ao Regime de Metas de Inflação: 1999 a 2000

Durante o primeiro semestre de 1999, com o arrefecimento das expectativas desfavoráveis quanto à depreciação cambial e seu provável impacto sobre os preços, o Banco Central iniciou um processo gradual de redução da taxa de juros básica. Contudo, no segundo semestre, a introdução das metas de inflação levou o BCB a imprimir um ritmo de redução mais lento para a taxa Selic. Essa postura preventiva procurou evitar que o cumprimento das metas fosse comprometido pelas incertezas

diante do novo regime. Dessa forma, a redução dos juros foi gradual e ao final de 1999 a taxa Selic atingiu 19% ao ano com viés de baixa.

O Gráfico (1) mostra a evolução da taxa de inflação acumulada em 12 meses medida pelo IPCA entre janeiro de 1999 e dezembro de 2000.

GRÁFICO 1 - EVOLUÇÃO DA INFLAÇÃO ACUMULADA EM 12 MESES - IPCA



FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Apesar da desaceleração da inflação no primeiro semestre de 1999 após o esgotamento do efeito da desvalorização cambial, os preços voltaram a subir no segundo semestre do ano, impondo dificuldades ao alcance da meta de 8%. Entre as razões observadas para a elevação dos preços estão: aumento nos preços administrados; aumento na cotação internacional do petróleo; e, redução da oferta de produtos agrícolas em função das condições climáticas desfavoráveis e do aumento das exportações desses produtos.

Não obstante o comportamento dos preços ao longo do ano e contrariando as previsões pessimistas de que a desvalorização cambial traria de volta a aceleração inflacionária, o ano de 1999 terminou de forma satisfatória, com a inflação medida pelo IPCA em 8,94% ao ano, dentro do intervalo fixado pelo Banco Central. De acordo com Figueiredo, Fachada e Goldenstein (2002), este resultado pode ser atribuído à política monetária rígida em paralelo ao aperto fiscal que veio sendo realizado desde o fim de 1998.

De fato, o esforço fiscal realizado ao longo de 1999 resultou em um superávit primário de 3,23% do PIB contra 0,01% em 1998. Embora o ajuste fiscal tenha se

baseado em políticas de curto prazo, sem avanços significativos na solução das causas estruturais do déficit público (RAMOS, 2001), a política fiscal, juntamente com o câmbio flutuante e o regime de metas de inflação, tornou-se um dos elementos do tripé da política de estabilização, na medida em que o esforço para manter a relação dívida pública/PIB estável abria espaço para a atuação da política monetária.

Ainda no início de 2000, analistas econômicos vislumbravam que a gestão da política monetária estaria condicionada por incertezas no cenário externo. Nesse sentido, assinalam-se as elevações dos preços internacionais do petróleo, as indefinições quanto ao rumo e aos resultados da política monetária norte-americana, a lenta recuperação da economia japonesa e as dificuldades enfrentadas pela economia argentina (BCB, 2003).

No cenário interno, havia claras indicações de que os fundamentos macroeconômicos estavam se recuperando. Destacam-se, nesse caso, resultados fiscais favoráveis e o alongamento da dívida mobiliária federal, mudança no perfil de financiamento do balanço de pagamentos com crescente participação dos investimentos diretos, recuo do déficit da balança comercial com aumento das exportações e recuperação dos capitais de curto prazo. Isso tudo indicava que poderia existir uma sobra de recursos com tendência à apreciação cambial. Se essas previsões se confirmassem, as pressões inflacionárias diminuiriam, podendo haver uma queda de juros nominais (CARNEIRO, 2000a). Além disso, o crescimento esperado das economias européias e a recuperação das economias asiáticas, reforçavam as expectativas positivas para a evolução da economia brasileira.

De maneira geral, a trajetória da economia durante o ano 2000 ocorreu de forma distinta no primeiro e no segundo semestre. No primeiro semestre, manteve-se o cenário favorável que se vislumbrava no início do ano. O saldo comercial tornou-se positivo a partir de fevereiro, atingindo o pico em agosto de 2000, enquanto o crescimento do PIB a preços de mercado foi de 4,3% em relação ao primeiro semestre do ano anterior. Apesar do aumento no nível de atividade, não houve pressão sobre o nível de preços, permitindo a redução da taxa de juros de 19% em janeiro para 16,5%

em julho de 2000. Além disso, o Banco Central atuou no sentido de aumentar a oferta de crédito e reduzir os custos vinculados aos empréstimos, reduzindo o percentual de recolhimentos compulsórios sobre recursos à vista de 65% para 45% no mês de junho.

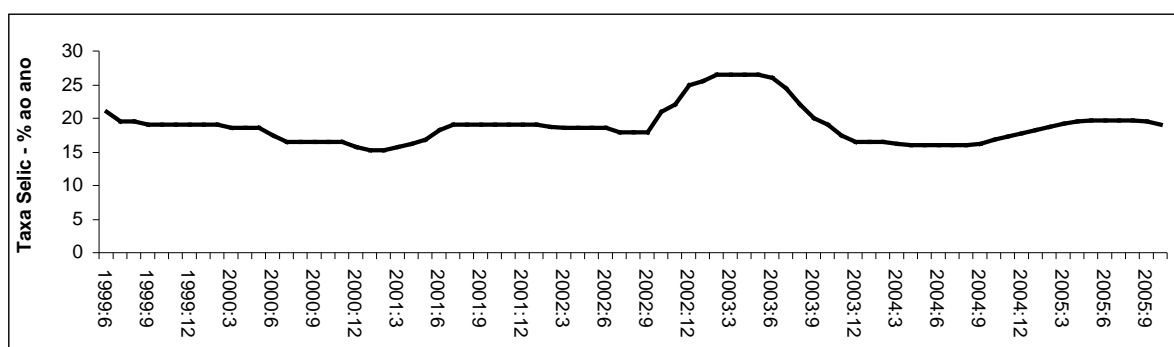
O segundo semestre de 2000, no entanto, não apresentou o mesmo dinamismo. O ritmo de expansão da economia se reduziu e, em função da elevação dos preços do petróleo e do aumento das importações, o saldo comercial voltou a ser negativo a partir de setembro, fechando o ano com déficit de US\$ 698 milhões. Quanto ao comportamento dos preços internos, a taxa de inflação medida pelo IPCA em julho atingiu 1,61% ao mês, quase superando a taxa acumulada nos primeiros seis meses do ano de 1,63%, em decorrência da entressafra agrícola e dos reajustes dos preços administrados e de combustíveis.

Em relação ao dólar, dúvidas quanto à evolução dos juros nos Estados Unidos e a trajetória crescente dos preços do petróleo, pressionaram a taxa de câmbio, levando-a a atingir R\$ 1,98 por dólar em dezembro de 2000, a maior cotação do ano.

Em função do cenário observado, no mês de agosto o Banco Central interrompeu o processo de redução da taxa Selic, mantendo-a em 16,5% ao ano.

No mês de dezembro de 2000, porém, as perspectivas para o cumprimento da meta de inflação no ano seguinte pareciam mais favoráveis, levando o Banco Central a reduzir os juros para 15,75% ao ano (Gráfico 2).

GRÁFICO 2 - EVOLUÇÃO DA TAXA SELIC DEFINIDA PELO COPOM



FONTE: Dados do Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Apesar das adversidades enfrentadas ao longo do ano e ratificando as expectativas favoráveis, a taxa de inflação medida pelo IPCA fechou o ano de 2000 em 5,97%, abaixo da meta fixada em 6%. Adicionalmente, o crescimento do PIB atingiu 4,4% a preços de mercado, contra 0,2% em 1998 e 0,8% em 1999, sendo que a produção industrial apresentou o melhor resultado desde 1994, crescendo 6,5% no ano, após dois anos de queda.

O aspecto decepcionante de 2000, porém, foi o resultado das receitas de exportação. Mesmo após dois anos de desvalorização, a contribuição da balança comercial foi insuficiente para reduzir o déficit em conta corrente e afastar as ameaças de restrição à restauração da plena confiança nas possibilidades de crescimento da economia (CARNEIRO, 2000c).

2.5.6 Choques e Descumprimento da Meta de Inflação em 2001

As expectativas quanto à evolução da economia brasileira no início de 2001 mostravam-se favoráveis ao cumprimento da meta de 4% para a taxa de inflação, de acordo com a avaliação do Copom na ata da primeira reunião do ano. Apoiados em um cenário de consistência dos fundamentos macroeconômicos internos e da baixa volatilidade nos mercados internacionais, os membros do Comitê reduziram a taxa Selic para 15,25% ao ano em janeiro de 2001, o nível mais baixo desde a implantação do Real (Gráfico 2).

Porém, a partir do mês de março, o surgimento de fortes pressões sobre a taxa de câmbio e os riscos de impactos da depreciação cambial sobre o nível de preços mudaram o rumo da atuação da autoridade monetária. De janeiro a outubro de 2001, a taxa de câmbio depreciou mais de 40%, atingindo 2,74 reais por dólar, em média.

No âmbito externo, as pressões sobre o câmbio foram provenientes da deterioração da situação política e econômica da Argentina e das incertezas quanto à recuperação da economia norte-americana. No âmbito interno, as pressões foram sentidas em função da instabilidade política gerada por investigações na administração pública, pelo quadro de restrição à oferta de energia elétrica, que provocaria restrições

sobre o nível de produto, e pela expectativa de redução no ritmo de ingresso de investimentos estrangeiros, com forte impacto sobre o financiamento do déficit em conta corrente.

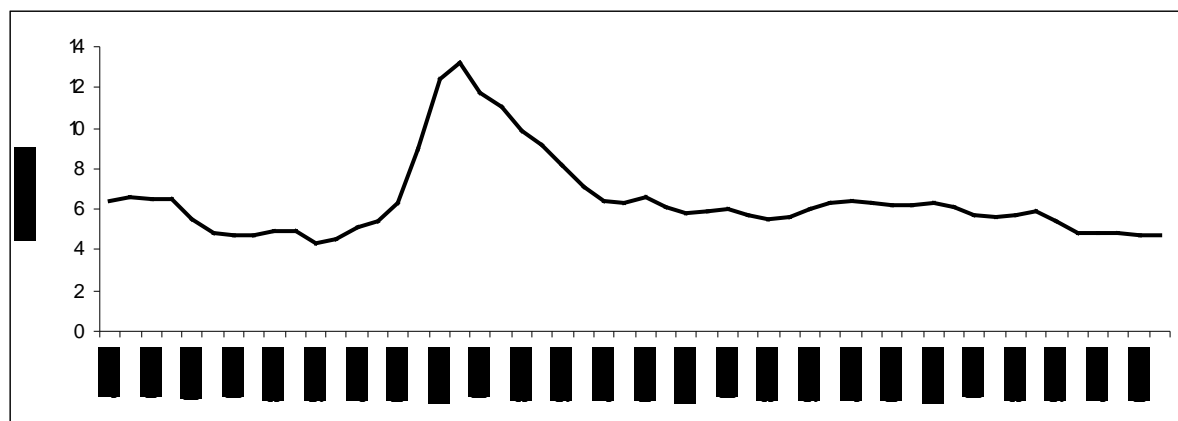
Diante do risco de que a depreciação do câmbio resultasse em aumento dos preços internos, a Autoridade Monetária buscou aumentar a oferta de moeda estrangeira na economia, elevando as taxas de juros, leiloando dólares diariamente no mercado à vista e efetuando colocações líquidas de títulos indexados ao dólar. Nessas circunstâncias, a trajetória de queda da taxa Selic foi revertida, sendo elevada para 19% ao ano em julho de 2001.

Adicionalmente, o governo elevou as metas de superávit primário de 3% do PIB para 3,35% em 2001 e de 2,7% do PIB para 3,5% em 2002, além de firmar um novo acordo de suporte financeiro com o FMI, com o objetivo de dissipar as preocupações com o financiamento do balanço de pagamentos.

Em setembro de 2001, em virtude do agravamento do cenário externo ocorrido após o ataque terrorista aos Estados Unidos, pressionando ainda mais o câmbio, medidas adicionais foram adotadas com vistas a desestimular a retenção de moeda estrangeira por agentes internos. Nesse sentido, foram reativados os recolhimentos compulsórios sobre depósitos a prazo, passando de 0% para 10%. Além disso, a parcela mínima das exigibilidades sobre recursos à vista que deve ser mantida como reservas bancárias passou de 60%, que vigorava desde o início do Plano Real, para 80% da posição média, também visando reduzir o potencial para retenção de moeda estrangeira no curto prazo. Foram ainda ofertados títulos indexados ao dólar.

Somente a partir da segunda quinzena do mês de outubro de 2001, as medidas adotadas pelo Banco Central começaram a surtir efeitos sobre o câmbio e sobre as expectativas de inflação. Apesar da moratória decretada pela Argentina ter elevado a medida de risco dos países emergentes, a taxa de câmbio retornou ao patamar de R\$ 2,30 em meados de dezembro, enquanto a taxa de inflação acumulada em doze meses, passou de 6,57% em agosto para 4,87% no mês de dezembro, como pode ser visto pelo Gráfico (3).

GRÁFICO 3 - EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO ACUMULADA PARA OS PRÓXIMOS 12 MESES – IPCA



FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Figueiredo, Fachada e Goldenstein (2002) afirmam que a melhora nas expectativas não resultou apenas da atuação da política monetária, mas refletiu, sobretudo, as previsões otimistas para as contas externas em 2001 e 2002. Na verdade, a balança comercial em 2001 fechou o ano com saldo positivo de US\$ 2,6 bilhões, reduzindo a necessidade de recursos externos para o financiamento do balanço de pagamentos. É oportuno recordar que a balança comercial não apresentava superávit desde 1994.

Em função da conjuntura descrita, a meta de inflação para o ano não foi cumprida. O IPCA acumulou 7,7% ao ano em 2001, ficando acima da meta estabelecida que previa inflação de 4% com intervalo de 2% de tolerância. As principais contribuições para esse resultado vieram do repasse da depreciação cambial e do aumento dos preços administrados.

O nível de atividade também foi negativamente influenciado pelos choques adversos prevalentes ao longo do ano. No acumulado de 2001, a taxa de expansão do PIB foi de 1,4%, enquanto a produção industrial apresentou elevação de 1,5%, ante 6,6% em 1999.

A boa notícia ficou por conta do superávit primário que, mais uma vez, ultrapassou a meta inicial, atingindo 3,8% do PIB. Apesar da continuidade do ajuste fiscal, a dívida líquida do setor público, aumentou de 49,4% do PIB em 2000, para

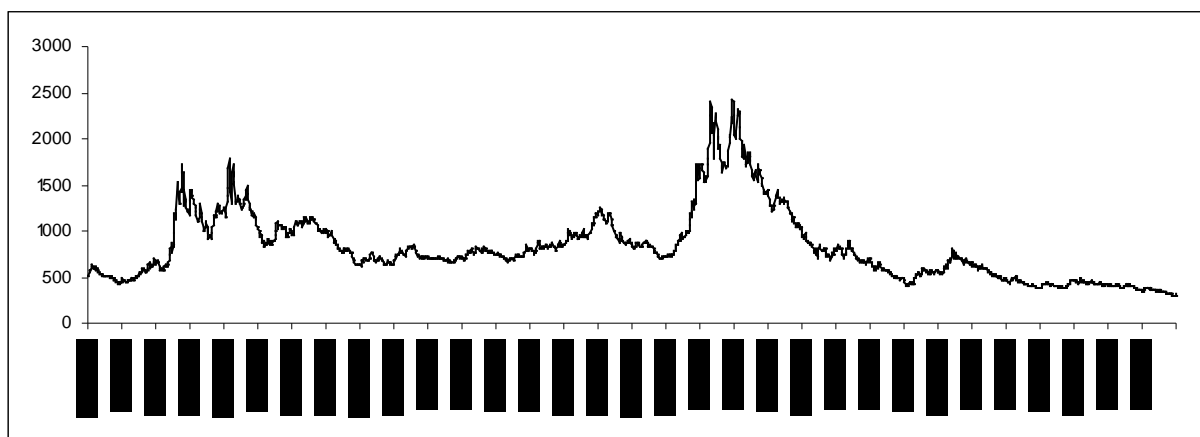
53,4% em 2001, refletindo em primeiro lugar a depreciação cambial, e em segundo, a trajetória das taxas de juros.

2.5.7 Choques Externos e Eleição: o Conturbado Período de 2002 e 2003

O ano de 2002 foi caracterizado por crises de confiança na evolução da economia brasileira e por forte aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais. A partir do segundo semestre, o prêmio do risco-Brasil medido pelo *Emerging Market Bond Index Plus (EMBI+)*²⁵ atingiu o nível mais alto desde o início do Plano Real, chegando a 2.436 pontos em 27 de setembro de 2002²⁶ (Gráfico 4).

A crise de confiança se refletiu em turbulências no mercado financeiro doméstico, em dificuldades na administração da dívida pública e em quedas bruscas no financiamento externo do país, com conseqüências negativas sobre a inflação e o nível de atividade econômica.

GRÁFICO 4 - EVOLUÇÃO DO EMBI+ BRASIL 1998-2005



FONTE: J. P. Morgan Chase. Elaboração própria.

As incertezas quanto à evolução da economia brasileira em 2002 foram decorrentes, em parte, da instabilidade causada pelo processo eleitoral. Havia dúvidas

²⁵ O EMBI+ é uma medida de risco feita pelo banco J.P. Morgan Chase, e envolve uma cesta de títulos brasileiros negociados em dólar no exterior.

²⁶ Sobre a interação entre risco-país e as políticas fiscal e monetária no Brasil ver Fávero e Giavazzi (2004).

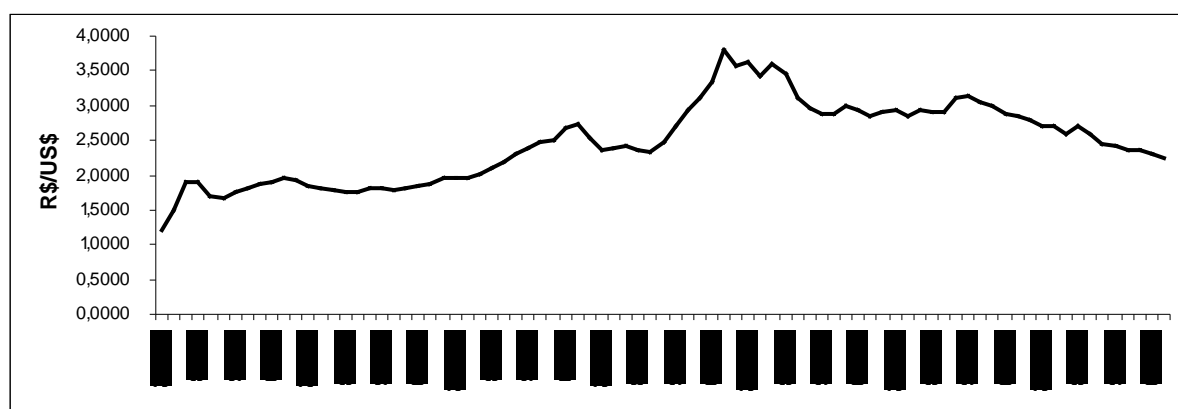
se o novo governo a ser eleito continuaria a se pautar pela disciplina fiscal e se o Banco Central adotaria ou não uma postura complacente em relação à inflação (BLANCHARD, 2004). No âmbito externo, o baixo crescimento mundial, o surgimento de escândalos contábeis em grandes empresas americanas, as crises observadas em países emergentes e a perspectiva de uma nova guerra no Golfo provocaram aumento na aversão ao risco, com conseqüente redução nos fluxos de capitais internacionais (BCB, 2002).

A retração do fluxo de capitais estrangeiro destinado à economia brasileira em 2002 ocasionou uma forte depreciação da moeda nacional como pode ser observado no Gráfico (5).

Nos primeiros meses do ano, a conjuntura econômica ainda estava favorável e o câmbio estava estabilizado em torno de R\$ 2,40. Diante disso, e considerando que a projeção da inflação para 2002 estava de acordo com a meta estabelecida de 3,5% ao ano, o Copom reduziu a taxa básica de juros em 0,5 ponto percentual, fixando-a em 18,5% ao ano e mantendo-a nesse nível entre os meses de março e junho.

No entanto, a cotação do dólar aumentou de um valor médio de R\$ 2,55 no quarto trimestre de 2001 para R\$ 3,67 no quarto trimestre de 2002, pressionando significativamente os preços internos e levando ao descumprimento da meta de inflação para o ano de 2002.

GRÁFICO 5 - TAXA DE CÂMBIO R\$/US\$ - MÉDIA DO PERÍODO - COMPRA



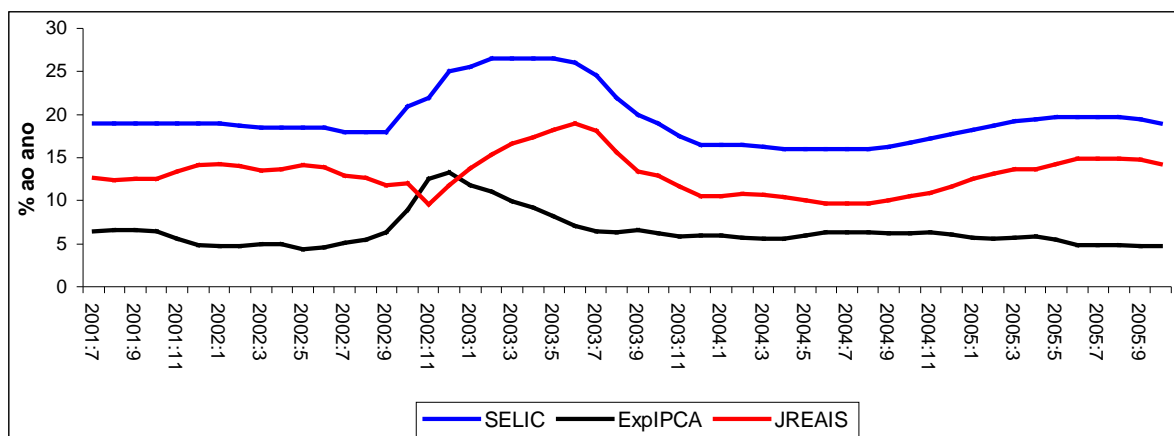
FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Temendo que os efeitos da depreciação cambial ocorrida em 2001 pudessem se prolongar além de 2002, o Conselho Monetário Nacional (CMN) alterou, em junho,

as metas de inflação para 2003, de 3,5% para 4%, e para 2004, de 3,25% para 3,75%, alterando inclusive o intervalo de tolerância de 2% para 2,5%.

O Gráfico (6) mostra a evolução da taxa de juros nominal, da inflação medida pelo IPCA acumulada em 12 meses e da taxa de juros real, definida como a relação entre a taxa Selic fixada pelo Copom e a expectativa de variação do IPCA em doze meses. Observa-se que até setembro, a projeção da inflação para 2002 permanecia dentro do intervalo de tolerância aceito. Sob a hipótese de cumprimento da meta de inflação, o Banco Central continuou sua política de redução gradual da taxa de juros, reduzindo-a para 18% ao ano no mês de julho de 2002.

GRÁFICO 6 - SELIC, EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO E JUROS REAIS



FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração Própria.

Porém, a partir de setembro de 2002 o cenário doméstico deteriorou-se substancialmente diante das incertezas com o resultado do processo eleitoral (BCB, 2002). As incertezas se traduziram em saídas de capitais com a taxa de câmbio atingindo R\$ 3,20 por dólar. A permanência do câmbio em níveis depreciados elevou as expectativas de inflação para o ano seguinte, levando-a a atingir 5,85% ao ano. Diante dessa situação o Copom elevou a meta para a taxa Selic, situando-a em 21% ao ano. Contudo, em dezembro as expectativas de mercado para a inflação em 2003 atingiram o patamar de 11% ao ano, levando à reação da Autoridade Monetária. Dessa forma, a Selic foi novamente elevada fechando o ano de 2002 em 25% ao ano, patamar que não era observado desde o episódio da desvalorização cambial ocorrido em 1999.

No entanto, o aumento na taxa de juros nominal a partir de outubro de 2002,

como se pode observar pelo Gráfico (6), foi inferior ao aumento nas expectativas de inflação, reduzindo a taxa de juros real. Resgatando o modelo apresentado no primeiro capítulo, para que a política monetária exerça seus efeitos sobre a demanda agregada, a taxa de juros deve-se elevar acima das expectativas de inflação a fim de aumentar a taxa de juros reais. É esta última que influencia as decisões de demanda. Somente no primeiro semestre de 2003 é que o Banco Central atuou no sentido de elevar a taxa de juros real, fazendo-a alcançar mais de 18% ao ano no mês de junho de 2003 contra aproximadamente 13% no mês de janeiro do mesmo ano.

Na avaliação de Blanchard (2004), o Banco Central agiu corretamente. O aumento nas taxas de juros reais, no ambiente de incertezas em que se encontrava a economia brasileira, provavelmente teria efeitos inversos aos esperados, levando ao aumento do risco de *default*²⁷, seguido de maior depreciação cambial e aumento da taxa de inflação. *“In short: high debt, high risk aversion on the part of foreign investors, or a high proportion of dollar debt can each lead to a depreciation in response to an increase in the interest rate. All these factors were indeed present in Brazil in 2002.”* (BLANCHARD, 2004, p. 16)

Nesse caso, o instrumento correto para conter as expectativas inflacionárias deveria ser a política fiscal e não a taxa de juros real. A redução do grau de endividamento da economia através da ação fiscal conduziria à redução do risco de *default*, abrindo espaço para a atuação da política monetária.

...monetary policy did not lead to a higher real interest rate in 2002. By the time the real interest rate was indeed increased, in 2003, the commitment to fiscal austerity by the new government probably dominated any potentially perverse effects of higher real interest rates on debt dynamics. (BLANCHARD, 2004, p. 34)

De fato, o superávit primário alcançado em 2002 foi de 3,64% do PIB.

Ao longo de 2002, a intensificação da depreciação cambial estimulou as exportações e a produção interna de bens similares aos importados, contribuindo para o alcance do superávit de US\$ 13,1 bilhões na balança comercial, e pela considerável redução no déficit em transações correntes, que passou de US\$ 23,2 bilhões em 2001 para US\$ 7,6 bilhões em 2002.

²⁷

Risco de *default* pode ser entendido como a probabilidade de que o governo não honre suas dívidas.

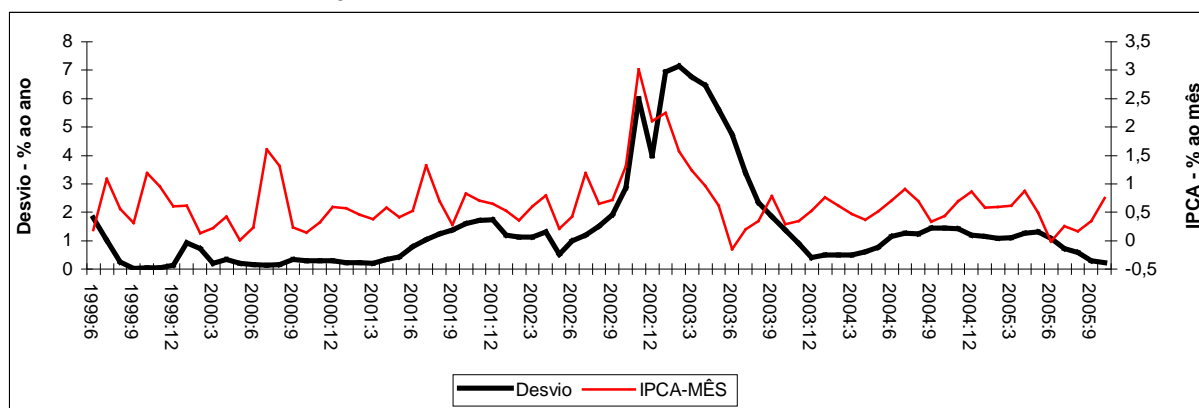
Por outro lado, o ambiente de incertezas gerado pelas repercussões do processo eleitoral e pela redução do financiamento externo ao país influenciou a evolução da atividade econômica em 2002, resultando em um crescimento de 1,5% no ano para o PIB e em um idêntico resultado para o setor industrial.

Na avaliação de Minella et. al. (2002), a atuação da Autoridade Monetária durante o ano de 2002, através das elevações na taxa de juros, contribuiu para limitar a propagação generalizada dos choques aos preços da economia e fazer com que as projeções para a inflação em 2003 retornassem a uma trajetória compatível com as metas para a inflação.

Em 2003, a economia brasileira evoluiu de forma distinta nos dois semestres do ano. No primeiro semestre, prevaleceram as dúvidas iniciadas no ano anterior quanto ao processo de transição política. Além disso, no âmbito externo, permaneciam as incertezas quanto à recuperação da economia mundial e quanto aos possíveis desdobramentos da Guerra no Iraque. Nesse ambiente, ocorreu elevação do risco-país, redução da disponibilidade de recursos externos seguidos de depreciação da taxa de câmbio. Conseqüentemente, a taxa de inflação atingiu 5,13% no primeiro trimestre do ano.

O Gráfico (7) apresenta a evolução da taxa de inflação mensal medida pelo IPCA e a evolução do desvio da expectativa de inflação em relação à meta.

GRÁFICO 7 - INFLAÇÃO MENSAL (IPCA) E DESVIO DA INFLAÇÃO EM RELAÇÃO À META



FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Através do Gráfico (7), observa-se uma aceleração da taxa de inflação a partir do segundo semestre de 2002. Paralelamente, ocorre deterioração das expectativas, mostrando que há um deslocamento entre as expectativas de inflação para 12 meses e a meta fixada pelo Banco Central.

No entendimento do Banco Central (2003), a aceleração inflacionária no início de 2003 resultou não apenas dos efeitos inerciais da elevada inflação observada no último trimestre de 2002. Nem ao menos, foi reflexo de um choque externo ou de um desvio temporário e automaticamente reversível da trajetória de longo prazo da inflação. Ao contrário, a inflação refletia diretamente a deterioração das expectativas dos agentes privados, exigindo a atuação direta e imediata da política monetária.

Com base nesse diagnóstico, o Banco Central elevou a meta para a taxa Selic, de 25% ao ano, em dezembro de 2002, para 26,5% ao ano em fevereiro de 2003, mantendo-a nesse patamar até o mês de junho. Adicionalmente, a alíquota de recolhimento compulsório sob depósitos à vista foi elevada de 45% para 60%, visando reduzir os recursos disponíveis para retenção de moeda estrangeira no curto prazo.

Outra medida significativa adotada pelo Banco Central foi a elevação da meta de inflação a ser perseguida em 2003 de 4% para 8,5%. Caso a meta de inflação fosse mantida em 4%, além das evidências de que não seria cumprida, o Banco Central teria que impor uma rigidez ainda maior na política monetária, com perdas mais expressivas em termos de crescimento do produto. Paralelamente, a meta de superávit fiscal passou de 3,75% para 4,25% do PIB, visando manter a dívida pública em níveis sustentáveis.

A resposta do mercado à elevação dos juros começou a aparecer através do recuo da cotação do dólar de R\$ 3,59 em fevereiro de 2003 para R\$ 2,95 no mês de maio. Contribuíram para esse resultado os sinais enviados pelo novo governo de que manteria o compromisso com a estabilidade da moeda e a responsabilidade fiscal (FAVERO; GIAVAZZI, 2004; BLANCHARD, 2004). Além disso, esse resultado foi influenciado pelo aumento expressivo da liquidez internacional e da elevação dos fluxos de capitais para os mercados emergentes, em função das baixas taxas de juros nos países desenvolvidos.

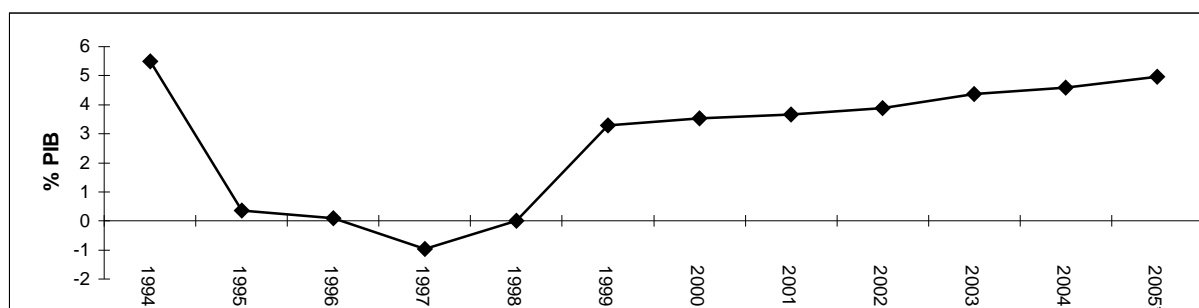
Conjuntamente com a apreciação cambial, a taxa de inflação medida pelo IPCA entrou em uma trajetória declinante, ocorrendo, inclusive, deflação de 0,15% no

mês de junho de 2003. Paralelamente, as expectativas de inflação começaram a convergir em direção às metas fixadas para 2003 e 2004. Diante deste quadro, a política monetária passou a ser flexibilizada permitindo uma redução gradativa da taxa Selic, que alcançou 16,5% ao ano no mês de dezembro. Adicionalmente, a alíquota de recolhimento compulsório sob depósitos à vista retornou para o nível anterior à elevação efetuada em fevereiro.

A partir do segundo semestre de 2003, a melhora das expectativas e a queda nas taxas de juros, conferiu um novo dinamismo à atividade econômica quando comparada ao primeiro semestre do ano. Mas, apesar do processo de recuperação, o PIB a preços de mercado se contraiu em 0,2% em 2003, com retração de 1% no setor industrial e de 0,1% no setor de serviços. Por sua vez, o setor agrícola apresentou crescimento de 5% no ano.

No tocante ao setor externo, a balança comercial bateu novo recorde em 2003, com superávit de US\$ 24,8 bilhões. Esse resultado contribuiu significativamente para o saldo em transações correntes, que, pela primeira vez desde 1992, apresentou um superávit de US\$ 4,1 bilhões, relativos a 0,82% do PIB. Fundamentalmente, o ajuste nas contas externas contribuiu para compensar os efeitos da deterioração das condições de financiamento externo que vinha sendo enfrentada pela economia brasileira desde o final de 2002.

GRÁFICO 8 - NECESSIDADE FINANCIAMENTO DO SETOR PÚBLICO - CONCEITO PRIMÁRIO



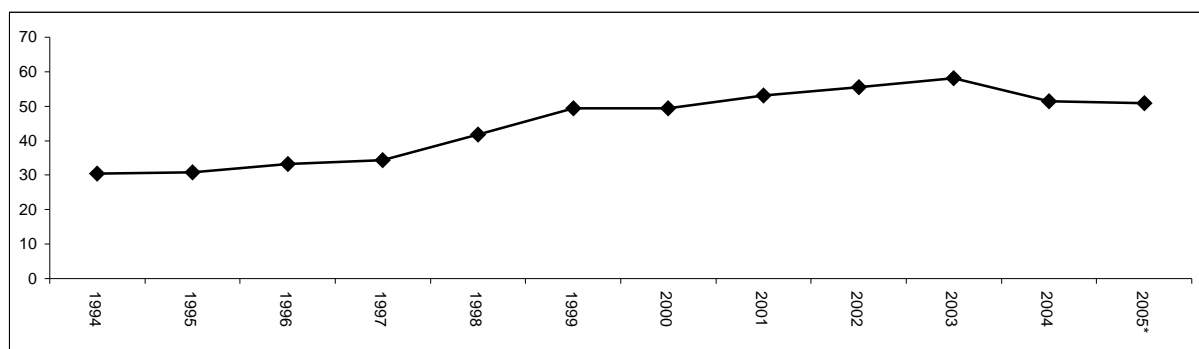
FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

NOTA: *2005 - NFSP acumulado de janeiro a novembro.

As medidas adotadas no âmbito monetário foram respaldadas pela política fiscal. Ao final de 2003, o superávit primário acumulado atingiu 4,37% do PIB, contra

3,89% obtidos em 2002, superando a meta de 4,25% fixada para o ano de 2003. O Gráfico (8) apresenta a evolução da necessidade de financiamento do setor público (NFSP) medida no conceito primário, enquanto o Gráfico (9) mostra a evolução da Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) em relação ao PIB.

GRÁFICO 9 – DÍVIDA LÍQUIDA DO SETOR PÚBLICO



FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

NOTA: *2005 - acumulado de janeiro a novembro.

Apesar de crescente, o superávit primário não foi suficiente para estabilizar a relação dívida/PIB. A dívida líquida do setor público²⁸ que representava 55,5% do PIB no final de 2002 alcançou 58,2% em dezembro de 2003.

2.5.4 A Recuperação Econômica em 2004 e 2005

Em 2004, ao contrário dos anos anteriores, a atuação do Banco Central não foi pautada pela necessidade de neutralizar os efeitos negativos de choques externos sobre a economia, nem mesmo foi condicionada pela existência de crises de confiança quanto à trajetória econômica brasileira. Na verdade, ao longo do ano, a preocupação foi evitar que o crescimento da economia gerasse pressões inflacionárias que comprometessem as metas de inflação. Dessa forma, a tarefa do Banco Central foi assegurar que o crescimento da demanda fosse compatível com o crescimento da capacidade produtiva, de modo a manter a estabilidade de preços.

A recuperação econômica iniciada nos últimos meses de 2003 prolongou-se ao longo de 2004. No acumulado do ano, o PIB cresceu 5,2%, o nível mais elevado de

²⁸ Inclui o governo central, governos estaduais e municipais e as empresas estatais.

crescimento anual da economia brasileira desde 1994. Da mesma forma, o setor industrial também apresentou o melhor resultado em 10 anos, crescendo 6,2%. A expansão verificada foi impulsionada, principalmente, pelo consumo interno e pelo crescimento das exportações.

No primeiro trimestre de 2004, a recuperação do nível de atividade e a elevação dos preços internacionais do petróleo tiveram impactos sobre as expectativas do mercado, gerando dúvidas quanto ao cumprimento da meta de inflação. Nesse cenário, o Banco Central adotou uma posição mais cautelosa em relação à taxa de juros, mantendo-a, em janeiro e fevereiro de 2004, no mesmo patamar de dezembro de 2003, ou seja, 16,5% ao ano.

No segundo trimestre, no entanto, a taxa de inflação medida pelo IPCA recuou de 0,76% em janeiro para 0,37% em abril de 2004. Esse recuo apresentado nas taxas de inflação indicava que a recuperação econômica era compatível com o cumprimento das metas estabelecidas, levando o Banco Central a reduzir a Selic para 16,25% ao ano em março e 16% ao ano em abril, mantendo essa taxa vigente até o mês de agosto.

A partir do segundo semestre de 2004, a confirmação da elevada recuperação econômica veio acompanhada de aumento nos níveis de preços e aumento nas expectativas de inflação do mercado (Gráfico 7). A inflação medida pelo IPCA elevou-se de 0,51% no mês de maio para 0,91% no mês de julho, enquanto as expectativas de inflação do mercado para o ano de 2004 passaram de 6,5% no mês de junho para 7,4% ao ano no mês de setembro. Nesse ritmo, a taxa de inflação ultrapassaria a meta de 4,5% ao ano estabelecida para 2004, inclusive o intervalo de tolerância de 2,5%.

Em resposta às expectativas, o Banco Central iniciou em setembro de 2004 um processo de elevação gradual da taxa de juros, afirmando que a expansão da atividade econômica e do nível de utilização da capacidade instalada não estavam de acordo com a evolução dos investimentos e indicavam descumprimento da meta de inflação (BCB, 2004). Após seguidas elevações, a taxa de juros terminou 2004 fixada em 17,75% ao ano.

Contudo, ao final de 2004, os indicadores macroeconômicos pareciam indicar que a economia brasileira, finalmente, havia engrenado em uma trajetória de

crescimento sustentado. A taxa de inflação medida pelo IPCA acumulou variação de 7,6%, dentro do intervalo definido para a meta de inflação. A capacidade de arrecadação do setor público continuava a surpreender, gerando superávits primários cada vez maiores e acima da meta do FMI, cerca de 4,6% do PIB em 2004. Quanto à balança comercial, o saldo foi positivo em US\$ 33,7 bilhões, reflexo da depreciação do câmbio e do maior crescimento mundial. Conseqüentemente, o superávit em transações correntes atingiu recorde histórico de 1,94% do PIB, contra 0,82% em 2003.

O resultado do setor externo contribuiu para a melhora dos indicadores de solvência externa. Além disso, o crescimento econômico, o equilíbrio fiscal, a relativa estabilidade do câmbio, além da queda relativa na taxa de juros contribuíram para a redução da dívida líquida do setor público que decresceu de 58,2% do PIB em 2003 para 51,8% em 2004.

A melhora nos indicadores internos e as expectativas de crescimento mundial se refletiram na queda do risco-Brasil medido pelo EMBI+ que passou de 808 pontos no mês de maio de 2004 para 382 pontos no mês de dezembro do mesmo ano. Essa melhora na avaliação de risco somada aos efeitos do saldo comercial e às dúvidas do mercado externo quanto à evolução dos déficits fiscal e comercial dos Estados Unidos levaram à apreciação da moeda nacional, com o dólar cotado a R\$ 2,72 em dezembro, após atingir média de R\$ 3,12 no mês de junho de 2004.

No início de 2005, continuou a trajetória de crescimento da economia brasileira, embora em um ritmo menor que o observado em 2004. Do mesmo modo, a pressão inflacionária iniciada no final de 2004, também permaneceu nos primeiros meses de 2005. Na avaliação do Banco Central (BCB, 2005), o aquecimento da economia após um ano de crescimento contínuo da renda, propiciou o ambiente favorável para o repasse de custos aos preços finais e recuperação de margens em alguns setores.

As previsões do mercado no mês de março de 2005 indicavam que a taxa de inflação alcançaria 6,1% no acumulado do ano, portanto, acima da meta central fixada em 4,5%. De fato, a taxa de inflação seguiu uma trajetória crescente, passando de 0,58% no mês de janeiro para 0,87% em abril de 2005.

Temendo o recrudescimento da inflação, o Banco Central manteve a política de elevação gradual da taxa Selic iniciada no ano anterior. Dessa forma, a taxa de juros passou de 17,75% ao ano em dezembro de 2004 para 19,75% ao ano em maio de 2005, permanecendo nesse patamar até o mês de agosto.

As ações de política monetária contiveram as pressões inflacionárias. Já no mês de maio de 2005, a inflação medida pelo IPCA reduziu-se para 0,49% no mês, enquanto no mês de junho, o resultado foi ainda mais expressivo, apresentando deflação de 0,02%.

Em relação ao PIB, após crescimento de 3,4% no primeiro semestre de 2005, influenciado pelo setor industrial, a expansão da economia se reduziu a partir do segundo semestre. Não obstante, a taxa de inflação voltou a se acelerar. A taxa mensal medida pela Selic que atingiu 0,17% em agosto, passou para 0,35% em setembro e 0,75% no mês de outubro.

A aceleração inflacionária no segundo semestre já era esperada em função da evolução do preço internacional do petróleo que, no mês de agosto de 2005, bateu novo recorde histórico. Considerando como uma situação pontual, e dado que as expectativas para o cumprimento da meta em 2005 e 2006 eram favoráveis, o Banco Central optou por iniciar uma trajetória gradual de queda dos juros. Dessa forma, a taxa Selic foi reduzida em meio ponto percentual ao mês entre setembro e dezembro, fechando 2005 em 18% ao ano.

A taxa de inflação acumulada pelo IPCA até novembro ficou em 5,31%, dentro do intervalo de tolerância da meta, ao passo que o crescimento acumulado do PIB nos três primeiros trimestres do ano foi de 2,57%.

O destaque da economia ficou novamente por conta do setor externo. O saldo comercial atingiu novo recorde, fechando 2005 em US\$ 44,7 bilhões e elevando o superávit em conta corrente para cerca de 2% do PIB. Esse resultado ocorreu apesar da apreciação cambial ocorrida ao longo do ano e das dificuldades enfrentadas pela agricultura.

Nos últimos meses de 2005, a situação dos demais indicadores era a seguinte: de janeiro a outubro, o superávit primário atingiu 5,97% do PIB, acima da meta de 4,25% estabelecida para o ano; o estoque da dívida líquida do setor público em

novembro de 2005 estava em 50,9% do PIB, mantendo-se estável em relação a igual período do ano anterior.

Quanto aos mercados financeiros internacionais, ao longo do ano prevaleceram as dívidas em relação aos indicadores de endividamento da economia norte-americana e às grandes flutuações cambiais que poderiam ser geradas em função de ajustes nessa economia. Além disso, as expectativas dos investidores internacionais estiveram condicionadas pelas incertezas quanto à trajetória dos preços do petróleo.

Diante do expressivo saldo comercial brasileiro e de fatores externos como a elevação gradual dos juros nos Estados Unidos, o prêmio de risco-Brasil oscilou entre 304 e 486 pontos, atingindo o pico em 15 de abril de 2005 e o menor valor em 27 de dezembro. Concomitantemente, a taxa de câmbio apreciou-se ao longo do ano, passando de R\$ 2,69/dólar em janeiro para R\$ 2,28 no mês de dezembro de 2005.

2.6 RETOMANDO O MODELO DO “NOVO CONSENSO”: A TRAJETÓRIA DA TAXA DE JUROS NO BRASIL

Como demonstrado no capítulo 1, o modelo do novo consenso inclui uma regra de determinação da taxa de juros, baseada em uma Regra de Taylor²⁹, na qual a taxa de juros é definida endogenamente de acordo com o desenvolvimento das variáveis escolhidas pelo Banco Central. Na versão básica do modelo, a taxa de juros responde às expectativas de inflação, aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta e ao hiato do produto. Outras variáveis podem ser incluídas de acordo com as características da economia analisada.

Interessados em delinear o comportamento da taxa de juros básica no Brasil, diversos autores estimaram diferentes regras de política para a economia brasileira.

Minella et. al.(2002) estimaram uma função de reação para o Banco Central do Brasil, relacionando a taxa de juros à inflação esperada, ao hiato do produto e ao hiato dos juros. Concluíram que a política monetária, a partir da introdução de metas de inflação, agiu de modo *forward-looking*, reagindo fortemente à inflação esperada.

²⁹ A Regra de Taylor ficou conhecida na literatura a partir do trabalho de John Taylor (1993). Nesse artigo, o autor propõe que o comportamento da taxa de juros dos títulos norte-americanos poderia ser representado por uma função linear simples, na qual a taxa de juros reagia às condições econômicas.

Carneiro e Duarte (2001) exploraram a inércia da política monetária, caracterizada pela presença da primeira defasagem da taxa nominal de juros em três regras de Taylor diferentes, uma regra em que o juros responde contemporaneamente às variações na inflação e no produto, uma regra *backward-looking* e uma regra *forward-looking*. Os resultados obtidos para a economia brasileira foram que as respostas de curto prazo das variáveis e o tempo que elas levam para retornar ao equilíbrio dependem mais do parâmetro auto-regressivo do choque monetário do que da inércia da taxa de juros.

Barcellos Neto (2003) também estimou a função de reação brasileira e concluiu que os desvios da inflação esperada em relação à meta apresentam-se como o principal componente exógeno para a determinação da Selic, seguidos em importância pelo hiato do produto e pelo impacto dos preços livres sobre a taxa de juros.

Nesta seção, pretende-se apresentar o comportamento da taxa de juros Selic, diante da evolução das variáveis: inflação, expectativas de inflação, taxa de câmbio e hiato do produto.

A Tabela (1) apresenta as correlações lineares entre as variáveis utilizadas na análise empírica do capítulo 3:

TABELA 1- CORRELAÇÕES LINEARES: 1999:06 a 2005:10

SÉRIES	LIPCA	LHIATO	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC	LDESVIO
LIPCA	1.000000	-0.360256	-0.244325	0.417029	0.709450	0.551339
LHIATO	-0.360256	1.000000	0.448722	-0.134199	-0.642069	-0.271003
LEHIATO	-0.244325	0.448722	1.000000	-0.084497	-0.466943	-0.163895
LEINFLACAO	0.417029	-0.134199	-0.084497	1.000000	0.483983	0.159749
LSELIC	0.709450	-0.642069	-0.466943	0.483983	1.000000	0.614423
LDESVIO	0.551339	-0.271003	-0.163895	0.159749	0.614423	1.000000

FONTE: Elaboração própria. Resultado do Eviews.

As séries utilizadas são as seguintes³⁰:

LIPCA	Log da taxa de inflação;
LHIATO	Log do hiato do produto;
LEHIATO	Log da expectativa de hiato do produto;

³⁰ A descrição detalhada das séries é apresentada no capítulo 3.

LEINFLAÇÃO Log da expectativa de inflação;

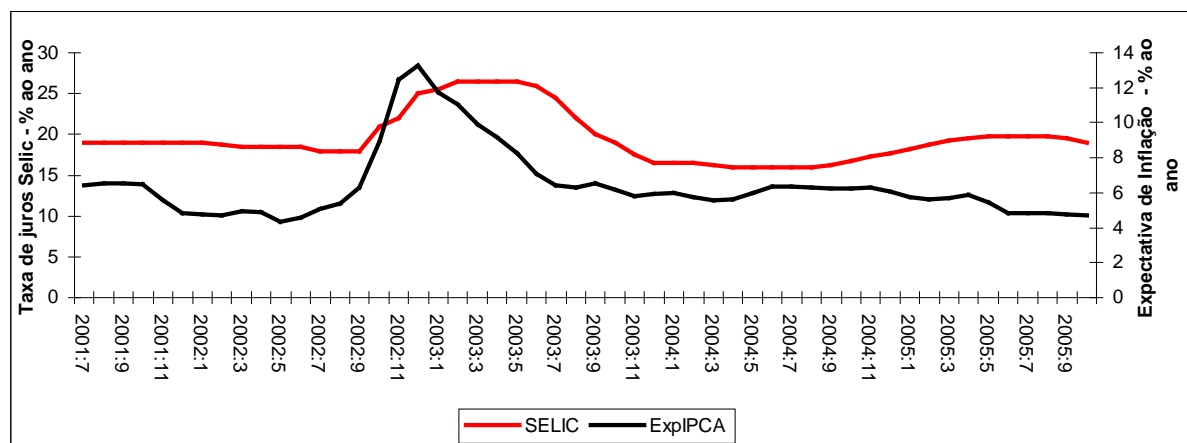
LSELIC Log da taxa de juros Selic;

LDESvio Log do desvio da expectativa de inflação em relação à meta.

Nota-se pela Tabela (1) que o log da taxa de juros Selic possui alta correlação com as variáveis incluídas no modelo. Além disso, a direção da correlação está de acordo com o esperado. A correlação é positiva em relação à taxa de inflação, ao desvio e à expectativa de inflação, mas é negativa em relação ao hiato do produto e ao hiato esperado.

O Gráfico (10) mostra a evolução da taxa de juros Selic definida pelo Copom e a evolução das expectativas de inflação acumulada nos próximos 12 meses.

GRÁFICO 10 - SELIC E EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Através do Gráfico (10) percebe-se que a taxa de juros seguiu uma trajetória semelhante à trajetória das expectativas de inflação. A Tabela (1) indica que a correlação entre a Selic e as expectativas de inflação é positiva e relativamente significativa (0,48).

Conforme demonstrado no primeiro capítulo, há divergências a respeito de a política monetária seguir diretamente as expectativas de inflação do mercado. Na opinião de Goldfajn (2000),

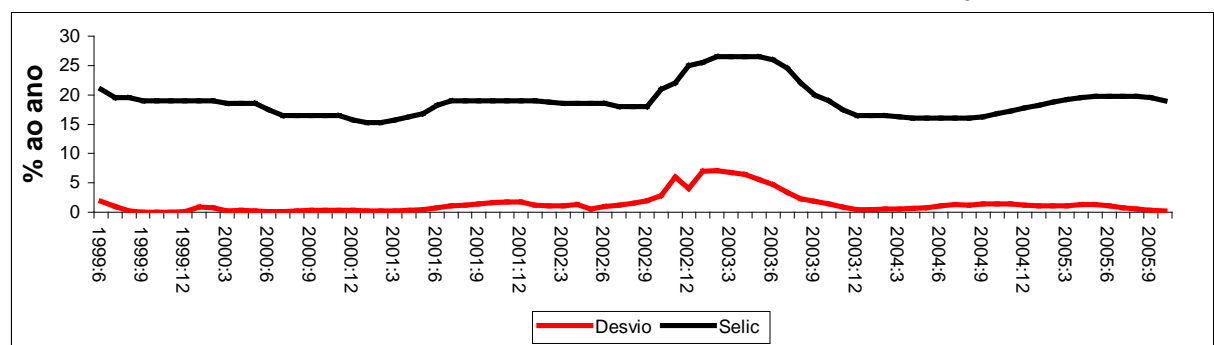
O papel de um Banco Central não é surpreender os mercados. Ao contrário, a previsibilidade dos seus atos ajuda a reduzir as incertezas. Este é o ponto de vista presente no modelo adotado pelo Fed americano, sob a liderança do previsível Alan Greenspan. Esta postura, no entanto, não justifica que o Banco Central deva tornar-se refém das expectativas de mercado. Se o Bacen acreditar que o mercado está otimista ou pessimista em excesso, poderá não validar as expectativas. Na realidade, há pouca probabilidade de que a não validação aconteça sistematicamente. Isso porque o BC e o mercado compartilham informações e até a mesma estrutura de modelo (GOLDFAJN, 2000, p. 13).

Por sua vez, o Gráfico (11) apresenta a relação entre o desvio da expectativa de inflação da meta e a taxa Selic. A série do desvio foi construída utilizando a fórmula modificada por Barcellos Neto (2003) a partir das contribuições de Minella et. al. (2002). A construção dessa série supõe que as decisões do Copom são tomadas a partir de uma ponderação dos desvios das expectativas em relação às metas do presente ano e do ano seguinte, de modo que os pesos são inversamente proporcionais ao número de meses remanescentes no ano, ou seja:

$$(2.1) \quad D_j = \left(\frac{12-j}{12}\right)(E_j\pi_t - \pi_t^*) + \left(\frac{j}{12}\right)(E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$$

onde D_j é o desvio ponderado da inflação esperada em relação à meta de inflação, j é o índice que representa o mês, enquanto t representa o ano. Assim, $E_j\pi_t$ é a expectativa de inflação no mês j para o ano t ; π_t^* é a meta de inflação para o ano t ; $E_j\pi_{t+1}$ é a expectativa de inflação no mês j para o ano $t+1$ e π_{t+1}^* é a meta de inflação para o ano $t+1$.

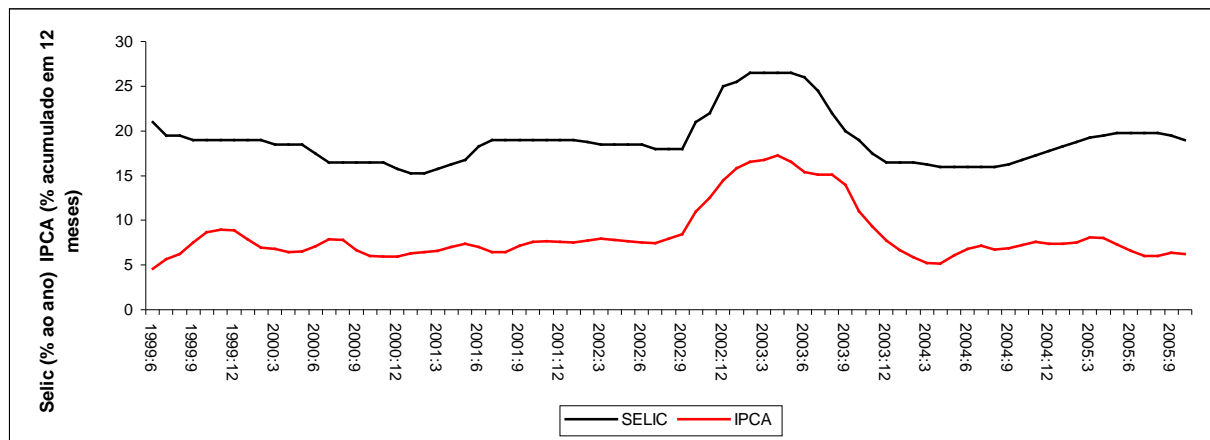
GRÁFICO 11 - SELIC E DESVIO DA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO



FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

A visualização do Gráfico (11) nos permite observar que a Selic manteve a mesma tendência que a série do Desvio. De fato, na função de reação da política monetária estimada por Barcellos Neto (2003), o desvio das expectativas aparece como variável exógena de maior peso para a tomada de decisões do Copom. A correlação entre as séries, conforme mostrado pela Tabela (1) é positiva e significativa (0,61).

GRÁFICO 12 – SELIC (% a.a.) E TAXA DE INFLAÇÃO (% EM 12 MESES)

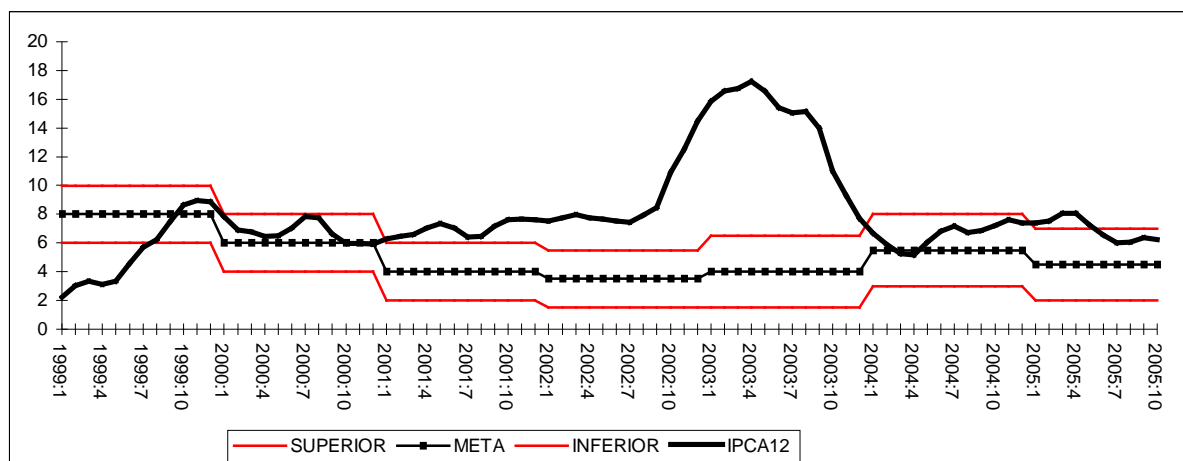


FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

O Gráfico (12) mostra a trajetória da taxa de inflação mensal e da taxa de juros Selic. Da mesma forma que ocorreu com o desvio e com as expectativas de inflação, a taxa Selic seguiu a mesma trajetória da taxa de inflação. O coeficiente de correlação entre as duas variáveis é positivo e altamente significativo (0,70).

Apesar de o Banco Central ter reagido às previsões de inflação, as metas de inflação não foram atingidas nos anos de 2001, 2002 e 2003. O Gráfico (13) apresenta a evolução da taxa de inflação medida pelo IPCA, e o corredor formado pelas metas de inflação para os anos de 1999 a 2005 e seus respectivos intervalos de tolerância.

GRÁFICO 13 - METAS DE INFLAÇÃO E IPCA - % ACUMULADO NO ANO



FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Como demonstrado anteriormente, as dificuldades encontradas para cumprir as metas de inflação, de forma geral, foram causadas pelos efeitos da depreciação cambial e pela evolução dos preços administrados.

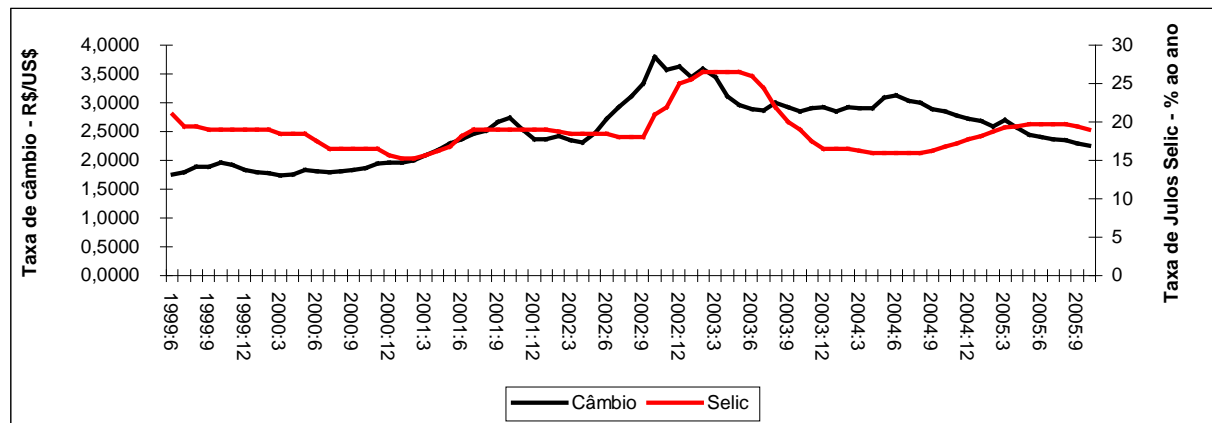
Na seção anterior, observou-se também que o Banco Central procurou evitar que a volatilidade do câmbio repercutisse negativamente sobre os níveis de preços internos. Esta preocupação faz todo sentido, pois, de acordo com uma pesquisa concluída por Minella et. al. (2003), 38% da taxa de inflação ocorrida em 2001 podem ser explicados pela depreciação da taxa de câmbio, sendo que em 2002 esse percentual elevou-se para 46%.

Goldfajn (2000) analisou o comportamento do Copom com respeito aos juros para o primeiro ano de metas de inflação, e concluiu que o BCB estava adotando uma política de tentativa e erro com relação aos juros, reduzindo-o gradualmente enquanto o câmbio permanecia estável, independentemente da trajetória seguida pela demanda agregada e pelas expectativas de inflação. Assim, se as contas externas permanecessem sob controle, a taxa de juros poderia ser reduzida, caso contrário, o início de uma depreciação excessiva poderia ameaçar a meta de inflação e levar à elevação dos juros.

O Gráfico (14) apresenta a trajetória da taxa de juros Selic e da taxa de câmbio. A observação deste gráfico sugere que a taxa de câmbio é uma variável importante para explicar o movimento dos juros. Quando o câmbio permanece relativamente estável, os juros são reduzidos, mas quando ocorre depreciação cambial,

os juros se elevam. No entanto, alguns estudos indicaram que a inclusão da taxa de câmbio na função de reação do Banco Central não se mostrou significativa. Barcellos Neto (2003), por exemplo, atribui esse resultado há possível ocorrência de redundância quando se inclui a taxa de câmbio, já que nas expectativas de inflação já estão incorporadas as expectativas de depreciação cambial.

GRÁFICO 14 – SELIC E TAXA DE CÂMBIO*

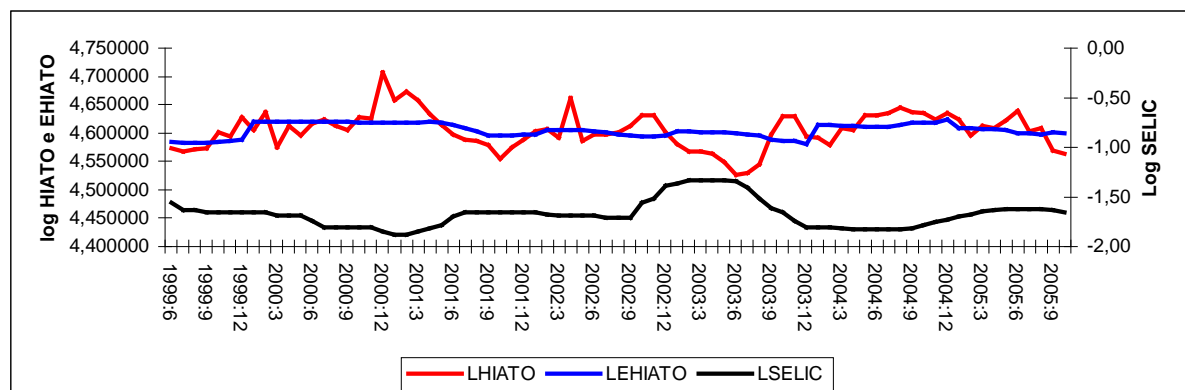


FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

NOTA: *Taxa de câmbio média do período – compra.

O Gráfico (15) apresenta a relação entre o hiato do produto, a expectativa de evolução do hiato do produto e a taxa de juros, todos em log. A visualização desse Gráfico indica que o hiato do produto e o hiato esperado caminham juntos. A correlação entre essas duas séries é positiva e significativa (0,44), conforme a Tabela (1). Por sua vez, parece haver uma relação inversa entre a taxa de juros Selic e o hiato do produto. De fato, a correlação entre eles é negativa (-0,62).

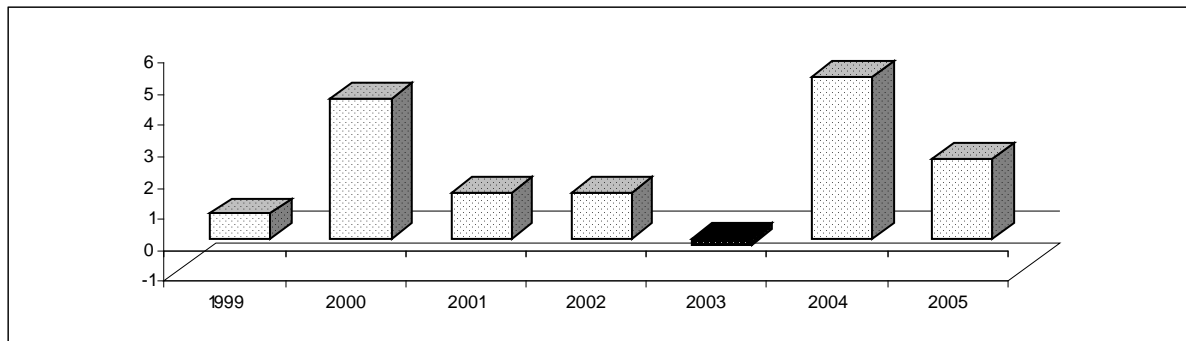
GRÁFICO 15 – SELIC, HIATO E EXPECTATIVA DO HIATO



FONTE: Elaboração própria.

Ao longo do período analisado, foram poucas as situações nas quais o Banco Central precisou conter excessos de demanda. Na realidade, somente a partir de 2004 é que as pressões de demanda parecem ter condicionado à atuação da política monetária. O Gráfico (16) mostra as taxas reais de variação do PIB.

GRÁFICO 16 - TAXAS REAIS DE VARIAÇÃO DO PIB



FONTE: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Portanto, pela análise realizada, a Selic parece ter respondido positivamente à inflação, às expectativas de inflação, ao desvio das expectativas de inflação em relação à meta, e negativamente em relação ao hiato e expectativa de hiato do produto. Observou-se que a gerência da taxa de juros pelo Banco Central foi importante para direcionar as expectativas e a taxa de inflação em convergência com a meta. No capítulo seguinte, o comportamento da taxa de juros será analisado econometricamente, com ênfase sobre seus efeitos sobre a taxa de inflação e sobre as expectativas.

2.7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo do capítulo, observou-se que as decisões de política monetária brasileira, a partir do regime de metas de inflação, foram norteadas pelos princípios do consenso atual. O Banco Central do Brasil compartilha da visão que o objetivo principal da política monetária deve ser a obtenção e a manutenção da estabilidade de preços e que a estratégia principal da política monetária deve ser a antecipação às pressões inflacionárias futuras. Em coerência com essa abordagem, foi adotado no Brasil o regime de metas de inflação.

Em um regime de metas, espera-se que o Banco Central utilize seu instrumento de política, a taxa de juros, para evitar o descumprimento da meta. A função de reação da política monetária comumente apresentada na literatura, diz que a taxa de juros deve responder aos desvios da inflação esperada em relação à meta e ao hiato do produto.

De acordo com a análise realizada, observou-se que a atuação do Banco Central brasileiro entre 1999 e 2005 foi coerente com o regime monetário prevalecente. Independentemente da magnitude da reação, a taxa de juros reagiu diante de ameaças ao cumprimento da meta de inflação.

Das variáveis analisadas, a taxa de câmbio parece ter sido a que mais influenciou no comportamento da taxa de juros, em função da possibilidade de contágio da depreciação aos preços internos. Além disso, a taxa de juros reagiu fortemente às expectativas de inflação, sobretudo aos desvios dessas expectativas em relação à meta.

No que se refere à demanda agregada, em geral, não houve pressões inflacionárias induzidas por aumentos na demanda ao longo do período analisado. Somente entre os anos de 2004 e 2005 é que a recuperação econômica gerou preocupação quanto ao cumprimento da meta de inflação, em função de restrições de oferta em setores específicos.

Ao contrário, as pressões inflacionárias ocorridas no período analisado foram ocasionadas, principalmente, pelas crises cambiais e pelos reajustes dos preços administrados. Dessa forma, a demanda é que reagiu à política monetária, e não ao contrário. Isso porque os juros foram elevados para retrair ainda mais a demanda e evitar que os reajustes provocados pela depreciação e pelo aumento dos preços controlados pudessem ser repassados aos consumidores finais.

Apesar dos esforços do Banco Central, entre 2001 e 2003 as metas de inflação não foram cumpridas em virtude das crises externas que atingiram o Brasil e da crise de confiança gerada pelas eleições presidenciais. Em 2004 e 2005, no entanto, o país iniciou um processo de recuperação com cumprimento da meta. Há, porém, indicações de que esse processo seja apenas uma recuperação cíclica e que já esteja se revertendo.

Não obstante aos resultados que essa política monetária possa ter ocasionado à economia brasileira, pode-se afirmar que o Banco Central agiu em coerência com o modelo que se propôs seguir. A taxa de juros respondeu às expectativas de inflação do mercado, na tentativa de influenciá-las e direcioná-las para a meta de inflação.

No capítulo seguinte, será efetuada a avaliação econométrica da política de juros realizada pelo Banco Central, a fim de validar a análise gráfica realizada neste capítulo.

3 ANÁLISE EMPÍRICA DOS EFEITOS DA TAXA DE JUROS SOBRE AS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO

3.6 INTRODUÇÃO

Neste capítulo será testada a interação prevista pelo novo consenso entre política monetária e mercado. Em outras palavras, testar-se-á a capacidade da taxa de juros em afetar as expectativas em direção ao cumprimento da meta de inflação.

Para atingir esse objetivo, o capítulo foi dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, apresentam-se os procedimentos econométricos que serão utilizados. Na terceira seção, apresenta-se a definição das variáveis e a origem dos dados. Em seguida, a quarta seção fornece as propriedades estocásticas das séries utilizadas. Na quinta seção, analisam-se os resultados empíricos através da metodologia VAR e os testes de exogeneidade. Por fim, na sexta seção, apresentam-se as considerações finais do capítulo.

3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

A análise de regressão envolvendo dados de séries temporais requer que as séries sejam estacionárias. Séries estacionárias são aquelas que apresentam suas médias e variâncias constantes ao longo do tempo, e covariância entre dois períodos de tempo dependendo exclusivamente da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período no tempo em que a covariância é calculada³¹.

A condição de estacionariedade é violada quando os dados apresentam tendência ascendente ou descendente ao longo do tempo, podendo levar ao problema da regressão espúria. Tal problema origina-se na existência de elevada autocorrelação nos resíduos gerados por modelos de regressão convencionais, podendo-se aceitar a existência de relação entre variáveis geradas por processos inteiramente

³¹ Esta definição diz respeito à estacionariedade fraca. O conceito de estacionariedade forte requer que a distribuição conjunta de todas as observações seja a mesma, independente da origem t na escala de tempo (GREENE, 2002). Neste trabalho, o conceito de estacionariedade fraca é suficiente.

independentes. A presença de uma tendência nas séries temporais leva a um alto valor do R^2 , sem que haja uma verdadeira relação entre as séries (GREENE, 2002).

A não-estacionariedade de um processo estocástico é gerada pela existência de raiz unitária no processo auto-regressivo que gera a variável. Considere o seguinte modelo:

$$(3.1) \quad y_t = \rho y_{t-1} + u_{t-1}$$

em que u_t é o termo de erro ruído branco³². Se o coeficiente de y_{t-1} for igual a 1, $\rho = 1$, então a variável estocástica y tem uma raiz unitária, o que equivale a dizer que a variável apresenta um caminho aleatório, ou seja, é não-estacionária. O procedimento inicial, portanto, envolve a aplicação de testes que detectem a presença de raiz unitária na série. As hipóteses associadas ao teste de raiz unitária para o modelo em questão são $H_o : \rho = 1$ contra $H_a : \rho < 1$.

A existência ou não de raiz unitária nas séries temporais macroeconômicas causa importantes implicações. Se uma série não tem raiz unitária, é caracterizada como estacionária, flutuando em torno de uma média constante de longo prazo. Além disso, exibe variância finita que não depende do tempo e os efeitos dos choques sobre a série se dissipam conforme o tempo passa.

Ao contrário, se a série possui uma raiz unitária, é caracterizada por um processo não-estacionário que não apresenta tendência de retorno para uma trajetória determinística de longo prazo. Adicionalmente, a variância da série depende do tempo e tende ao infinito conforme o tempo passa, resultando em sérios problemas para a realização de previsão econômica. Uma série com raiz unitária segue um caminho aleatório, sofrendo os efeitos permanentes dos choques.

Diante do exposto, o primeiro passo da análise de regressão envolvendo dados de séries temporais consiste em verificar a estacionariedade das séries. Uma vez identificado que as séries são não-estacionárias, é preciso utilizar instrumentos econométricos capazes de contornar essa restrição.

³² u_t é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas: média zero, variância constante e ausência de autocorrelação.

Detectada a presença de raiz unitária, deve-se trabalhar com as séries temporais diferenciadas e não em nível, removendo-se a tendência. Assim, uma série que apresente uma tendência estocástica, tornar-se-á estacionária após a aplicação de uma ou mais diferenças.

Se uma série temporal for diferenciada uma vez e a série diferenciada for estacionária, então a série original é integrada de ordem 1, ou $I(1)$. De forma geral, se uma série tiver que ser diferenciada d vezes antes de se tornar estacionária, então esta série contém d raízes unitárias e, diz-se ser integrada de ordem d , denotada $I(d)$. Logo, deduz-se que, se $d = 0$, o processo $I(0)$ resultante representa uma série temporal estacionária.

Um teste de raiz unitária freqüentemente usado na literatura é o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Neste trabalho, aplicou-se também o teste de Phillips-Perron, com o objetivo de obter maior "robustez" aos resultados. As características dos dois testes são descritas a seguir.

3.2.1 Testes de Raiz Unitária

Considere o seguinte modelo:

$$(3.2) \quad y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t$$

Subtraindo y_{t-1} de ambos os lados da equação (3.2), o modelo pode ser reescrito como:

$$(3.3) \quad \Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t$$

onde $\gamma = \rho - 1$. Portanto, testar a hipótese nula $H_0 : \gamma = 0$ é equivalente a testar $H_0 : \rho = 1$ na equação (3.1). Assim, γ será zero se o modelo apresentar uma raiz unitária, e negativo sob desvios estacionários da tendência. O teste de raiz unitária consiste em estimar a equação (3.3) através de Mínimos Quadrados Ordinários e,

então, testar se $\gamma = 0$. Porém, este teste não segue a distribuição t padrão, mas sim a distribuição obtida por Dickey e Fuller (JOHNSTON & DINARDO, 1997).

O teste Dickey-Fuller baseia-se em uma especificação AR(1) e assume que os distúrbios no modelo apresentado são ruído branco. No entanto, se a ordem p do processo auto-regressivo for maior que um, o teste DF é renomeado para ADF (Augmented Dickey-Fuller), acomodando ainda algumas formas de correlação serial. As equações especificadas para o teste ADF são, portanto, "aumentadas" incluindo entre as variáveis explicativas defasagens da variável dependente em número suficiente para se preservar a condição de ruído branco do distúrbio, garantindo a obtenção de resíduos serialmente não-correlacionados (GREENE, 2002). Com a modificação, a equação (3.3) torna-se a seguinte:

$$(3.4) \quad \Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde ε_t é o termo de erro ruído branco.

A implementação do teste ADF é a mesma do teste DF, utilizando-se inclusive os mesmos valores críticos tabelados.

Um procedimento alternativo para se testar a existência de raiz unitária em dados de séries temporais foi proposto por Phillips e Perron (1988). Enquanto o teste ADF faz a correção para a maior ordem de correlação serial ao adicionar termos defasados diferenciados no lado direito da equação, o teste Phillips-Perron (PP) faz uma correção para a estatística t do coeficiente de regressão AR (1) considerando a correlação serial no termo de erro. O teste PP apresenta-se como mais robusto permitindo dependência fraca e heterogeneidade nas perturbações, sendo representado pela seguinte equação:

$$(3.5) \quad \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde $\alpha = \rho - 1$ e ε_t é o termo de erro.

A hipótese nula do teste PP é a mesma do teste ADF, ou seja, $H_0 : \alpha = 0$. Testa-se a hipótese de que há uma raiz unitária no modelo, sendo que os valores críticos observados para o teste PP são os mesmos tabelados por Dickey e Fuller³³.

Em adição aos testes ADF e PP, será realizado o teste DF-GLS, proposto por Elliot, Rothenberg e Stock³⁴. O teste DF-GLS é uma modificação do teste ADF, no qual a tendência é retirada dos dados (*detrended*). Assume-se que o processo de geração do erro é um processo estacionário I(0). A hipótese nula é que $\gamma = 1$ na equação (3.6).

$$(3.6) \quad \Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde $\alpha = \mu$ ou $\mu + \beta t$.

O procedimento para realizar o teste é o seguinte:

1) Regredir linearmente:

$$y^* = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 - \bar{r}y_1 \\ \dots \\ y_t - \bar{r}y_{t-1} \end{pmatrix} \quad \text{sobre} \quad x^* = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 - \bar{r} \\ \dots \\ 1 - \bar{r} \end{pmatrix} \quad \text{ou} \quad x^* = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 - \bar{r} & 2 - \bar{r} \\ \dots & \dots \\ 1 - \bar{r} & T - \bar{r}(T - 1) \end{pmatrix}$$

Para os casos de caminho aleatório (*random walk with drift*) ou tendência estacionária, respectivamente. Compute os resíduos dessa regressão.

2) Aplique o teste ADF usando o modelo:

$$(3.7) \quad \tilde{y}_t = \gamma \tilde{y}_{t-1} + \gamma \Delta \tilde{y}_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta \tilde{y}_{p-1} + \eta_t$$

³³ DICKEY, D.A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators of autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, 1979, p. 427-431.

³⁴ ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, 1996, p. 813-826.

Se o modelo não contém uma tendência de tempo, então a estatística t para $(\gamma - 1)$ deve referir-se aos valores críticos para o teste de Dickey-Fuller. Para o modelo com tendência estacionária, os valores críticos são dados em uma tabela apresentada por Elliot et. Al. (1996).

A seguir, descreve-se o modelo de vetores auto-regressivo que será utilizado na análise proposta neste estudo.

3.2.2 Vetores Auto-regressivos (VAR)

Segundo Guimarães (2002), a metodologia dos Vetores Auto-regressivos (VAR) surgiu como uma contestação às restrições impostas aos modelos macroeconômicos vigentes até a década de 1970, cujas estimações utilizavam-se de dois mecanismos: a) da classificação *a priori* das variáveis em endógenas e exógenas e, b) imposição de restrições zero nos parâmetros estruturais. De acordo com as críticas, a classificação das variáveis em endógenas ou exógenas era arbitrária e a imposição de valores iguais a zero para os coeficientes da forma estrutural era feita sem o respaldo da teoria econômica.

Em 1980, Christopher Sims³⁵ propôs o modelo VAR como uma abordagem alternativa aos modelos estruturais multi-equacionais. A vantagem dessa metodologia é eliminar a decisão de qual variável deve ser considerada exógena. No VAR, todas as variáveis são consideradas endógenas e cada variável endógena é explicada por seus valores defasados e pelos valores defasados de todas as demais variáveis endógenas no modelo.

A metodologia VAR permite ainda avaliar o comportamento das variáveis em resposta a choques individuais em quaisquer dos componentes do sistema e também analisar, através de simulações, os efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer. Além disso, pode-se avaliar o poder de explicação de uma variável sobre as demais através da decomposição da variância do erro de previsão de uma variável k períodos à frente, em percentagens atribuídas a cada variável do sistema (GUIMARÃES, 2002).

³⁵ SIMS, C.A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, 1980, p. 1-48.

No modelo VAR uma variável escalar é expressa em termos de uma combinação linear dos seus valores defasados e dos valores defasados de todas as outras variáveis incluídas no modelo. Logo, a estimação do modelo VAR requer que se escolha o número máximo de defasagens envolvidas nas relações entre as variáveis. Guimarães (2002) salienta que há vários procedimentos que podem ser utilizados para auxiliar nessa escolha. Entre os mais utilizados estão os critérios: a) Critério de Informação de Akaike (AIC); b) Critério de Schwarz (SC). Além destes dois, as rotinas implementadas pelo sistema EViews fornecem outros três critérios para seleção da ordem de defasagem de um VAR irrestrito. Neste trabalho, recorrer-se-á aos critérios fornecidos pelo EViews.

3.2.3 Causalidade e Precedência em Séries Temporais

A análise de regressão trabalha com a dependência de uma variável em relação a outras variáveis, todavia isso não implica necessariamente causalidade. O conceito de causalidade está relacionado à idéia de precedência temporal, ou seja, se X causa Y , então mudanças em X precederão mudanças em Y . Para testar a causalidade será utilizado o teste de Granger.

Diz-se que Y é Granger-causado por X , se X ajuda na predição de Y . De forma geral, se a variável X causa Y no sentido de Granger, então mudanças em X devem preceder mudanças em Y . Assim, em uma regressão de Y sobre seus próprios valores defasados, se incluirmos os valores defasados de X e isso melhorar significativamente a previsão de Y , pode-se dizer que X causa Y no sentido de Granger. Raciocínio equivalente aplica-se para o caso em que Y Granger-causa X .

A hipótese de que X não causa Y no sentido de Granger pode ser testada regressando Y sobre seus próprios valores defasados e incluindo, em uma segunda, regressão, os valores defasados de X . A seguir, obtém-se a soma dos quadrados dos resíduos das duas regressões e, através de um teste F, testa-se a hipótese nula de que o coeficiente de X é estatisticamente diferente de zero. Caso a hipótese nula seja rejeitada diz-se que X causa Y no sentido de Granger.

3.3 DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Para estimarmos se o comportamento da taxa de juros na economia brasileira está de acordo com o modelo do novo consenso apresentado no primeiro capítulo deste trabalho, utilizaremos dados de séries temporais mensais, compreendendo o período de junho de 1999 a outubro de 2005. Este período foi escolhido por referir-se ao período a partir da introdução do regime de metas de inflação.

As variáveis utilizadas são aquelas que compõem a equação de determinação de preços em sua forma reduzida (equação 1.7) e a equação da regra de política (equação 1.5), ambas apresentadas no primeiro capítulo. São elas: o log da taxa de inflação (LIPCA), o log do hiato do produto (LHIATO), o log da expectativa em relação ao hiato do produto (LEHIATO), o log da expectativa da taxa de inflação (LEINFLACAO), o log da taxa de juros nominal (LSELIC), o log da taxa de juros real (LJREAIS), e o log do desvio da expectativa de inflação em relação à meta fixada pelo Banco Central (LDESVIO).

Os dados foram extraídos do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e do Banco Central do Brasil. Uma descrição pormenorizada das variáveis e da origem dos dados é apresentada a seguir.

3.3.1 Hiato do produto (LHIATO)

A definição de hiato do produto envolve o conceito de produto potencial. De acordo com Pastore e Pinotti (1999b), do ponto de vista do crescimento econômico o produto potencial é o nível de produto que pode ser obtido com o pleno emprego e a plena eficiência na utilização dos fatores de produção. Mas, para a formulação da política monetária, utiliza-se, como aproximação do produto potencial, o nível de Produto Interno Bruto (PIB) real consistente com uma taxa de inflação estável, também chamado de nível de produto natural. Dessa forma, em qualquer período dado, o produto efetivo pode estar acima ou abaixo do potencial.

A partir do produto potencial, obtém-se o hiato do produto, dado pela distância entre o potencial e o produto efetivo da economia. Sendo y o produto efetivo e y^p o

produto potencial, então, o hiato é dado pela medida $(y - y^p)$. Assim, um hiato positivo reflete um nível de atividade acima do nível potencial, com conseqüente pressão alta sobre os preços, enquanto um hiato negativo indica um baixo nível de atividade e baixa pressão sobre as taxas de inflação.

A dificuldade envolvendo o uso do hiato do produto é que o produto potencial não é facilmente mensurável e tampouco há estatísticas oficiais disponíveis, sendo necessário calculá-lo. Diferentes metodologias podem ser utilizadas para a construção da série do produto potencial³⁶. As técnicas mais usuais são: a) utilização do Filtro Hodrick-Prescott (HP); b) tendência linear; c) o filtro Kalman; e, d) estimativas de funções de produção. Gordon (2000), por sua vez, utilizou o método da interpolação geométrica para obtenção do PIB potencial americano. Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), usando dados trimestrais do PIB brasileiro, obtiveram melhores resultados usando a tendência linear e o filtro HP, uma vez que ambos os métodos produziram resultados similares.

No presente trabalho, o PIB potencial foi calculado pelo método do filtro HP. Para verificar se a metodologia escolhida apresentava um bom ajuste para a economia brasileira, foi utilizado o critério definido por Carneiro (2000b).

Before choosing one of the six output gap series constructed, we must define what we mean by 'best'. A reasonable criterion is to define best methodology as the one which creates an output gap series that matches our historical economic perception of the period being analyzed. This means that we can rule out methodologies that constructs positive output gaps in periods we believe the economy was overheated and negative output gaps in periods we believe the activity level was low (CARNEIRO, 2000b, p. 18).

O hiato calculado através do filtro HP está de acordo com a observação empírica dos fatos ocorridos na economia brasileira durante o período analisado. Por exemplo, o hiato é mais acentuado no ano de 2003, quando a economia enfrentou uma recessão econômica, conforme analisado no capítulo 2. Dessa forma, optou-se pelo uso dessa metodologia.

O filtro HP é um procedimento de uniformização das séries econométricas utilizado para obter uma estimativa do componente da tendência de longo prazo da

³⁶ Uma breve revisão de literatura sobre métodos de cálculo do PIB potencial pode ser encontrada em Araújo, Areosa e Guillén (2004).

série temporal. Tecnicamente, o filtro HP minimiza a variância do produto atual, y_t , em torno de sua tendência, y_t^s , sujeito à restrição da taxa de mudança (segunda diferença) na tendência para todo o conjunto de observações. Formalmente, a tendência obtida pelo filtro HP é dada por:

$$(3.8) \quad \{y_t^s\}_{t=1}^T = \min \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^s)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((y_{t+1}^s - y_t^s) - (y_t^s - y_{t-1}^s))^2$$

Conseqüentemente, o resultante hiato do produto é dado por:

$$(3.9) \quad \{y_t^c\}_{t=1}^T = \{y_t - y_t^s\}_{t=1}^T$$

O parâmetro λ controla a uniformização da série. Um baixo valor de λ produz uma tendência que segue o produto atual, enquanto um valor maior de λ reduz a sensibilidade da tendência em relação às flutuações de curto prazo no produto atual e, no limite, a tendência tende à taxa de crescimento médio para o período estimado.

Para o cálculo do PIB potencial, utilizou-se como *proxy* do PIB efetivo a série dessazonalizada do índice mensal de Produção Industrial Total, média 1992=100, disponibilizado nos boletins do Banco Central do Brasil.

3.3.2 Expectativa do hiato do produto (LEHIATO)

Assim como ocorre com o hiato do produto, também não há estatísticas disponíveis para a expectativa dos agentes em relação ao hiato do produto, sendo necessário calculá-lo.

Para a construção da série da expectativa do hiato do produto, foram utilizadas duas fontes disponibilizadas pelo Banco Central. A primeira delas foi a projeção para a taxa de crescimento do PIB acumulado em 12 meses que o Banco Central apresenta em seus relatórios de inflação. Como essas projeções são trimestrais, foi necessário interpolar os dados a fim de se obter a série mensal. A partir de janeiro de 2001, no

entanto, o Banco Central passou a disponibilizar essa informação mensalmente através dos Relatórios Focus que fornecem as expectativas do mercado para diversos indicadores macroeconômicos.

Da mesma forma que ocorreu no cálculo do hiato do produto, utilizou-se o filtro HP para a construção da série da expectativa do hiato do produto.

3.3.3 Taxa de inflação (LIPCA) e expectativas de inflação (LEINFLACAO)

Para representar a variação no nível de preços, utilizou-se a taxa de inflação acumulada em 12 meses medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e definida pela Autoridade Monetária brasileira como índice de preços da meta de inflação.

No que se refere às expectativas de inflação, a série foi construída com base em duas fontes. Para o período compreendido entre junho de 1999 e junho de 2001 foram utilizadas as previsões de inflação para o IPCA apresentadas nos relatórios trimestrais de inflação. Como essas previsões de inflação estão disponíveis somente em bases trimestrais, foi necessário interpolar os dados para obter estimativas mensais. A partir de julho de 2001, o Banco Central começou a disponibilizar, em bases mensais, as expectativas de inflação para os doze meses seguintes, permitindo a construção total da série.

Observou-se no primeiro capítulo, que as decisões de política monetária devem-se basear nas expectativas de inflação do próprio Banco Central, sob risco de validar as expectativas do mercado e produzir os efeitos desejados pelos agentes (GOLDFAJN, 2000). No entanto, como o objetivo é testar os impactos da taxa de juros sobre as expectativas de inflação do mercado, foram utilizadas as expectativas de preços pesquisadas pelo Banco Central junto às instituições financeiras.

3.3.4 Taxa de juros nominal (LSELIC) e taxa de juros real (LJREAIS)

A taxa nominal de juros utilizada é a taxa de juros referencial Selic decidida pelo Comitê de Política Monetária em suas reuniões mensais. Por sua vez, a série da

taxa de juros real foi construída a partir da relação entre a taxa Selic fixada pelo Copom e a expectativa de variação do IPCA em doze meses, já que no sistema de metas de inflação, o Banco Central adota uma postura *forward-looking*.

3.4 APRESENTAÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS

Antes de qualquer aplicação econométrica, as propriedades estocásticas das séries utilizadas devem ser observadas. Inicia-se a análise com o resumo das estatísticas referentes às variáveis utilizadas no modelo, seguida pela inspeção gráfica das séries. Utiliza-se o nível das variáveis para realização da análise a seguir.

Como demonstrado na Tabela (2), a série da taxa de inflação atingiu um valor médio de 8,31%, com valor máximo de 17,24% e mínimo de 3,32%. O desvio padrão foi de 3,17%. O maior valor foi alcançado em maio de 2003, enquanto o menor ocorreu em junho de 1999.

TABELA 2 - DESCRIÇÃO ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS (NO NÍVEL)

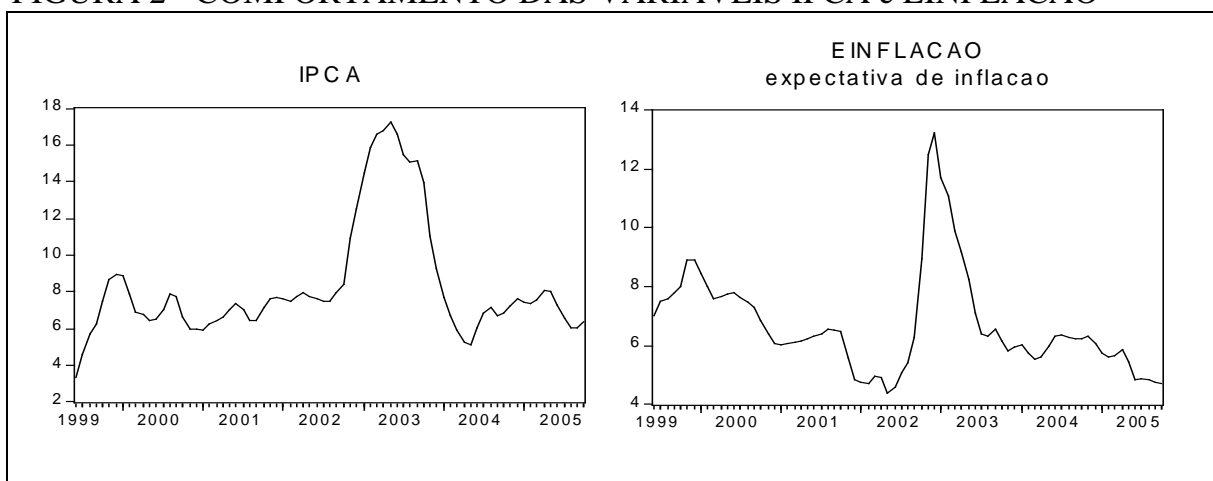
	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
IPCA	8.311529	7.408424	17.24000	3.320000	3.175043
EINFLACAO	6.713916	6.280000	13.24000	4.370000	1.762316
EHIATO	-9.72E-13	-0.058277	1.813449	-2.461277	1.190992
SELIC	18.93506	18.75000	26.50000	15.25000	2.820683
JREAIS	12.22115	11.90000	18.92000	8.870360	2.350717
DESVIO	1.438128	1.080000	7.133333	0.033333	1.710445
HIATO	-3.39E-11	-0.034893	10.64412	-7.617278	3.215404

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

Em relação à expectativa de inflação, a média do período foi de 6,71%, com máxima de 13,24% e mínima de 4,37%, alcançados respectivamente em dezembro de 2002 e maio de 2002. O desvio padrão foi de 1,76%.

Os comportamentos das séries IPCA e EINFLACAO podem ser visualizados na Figura (2).

FIGURA 2 - COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS IPCA e EINFLACAO



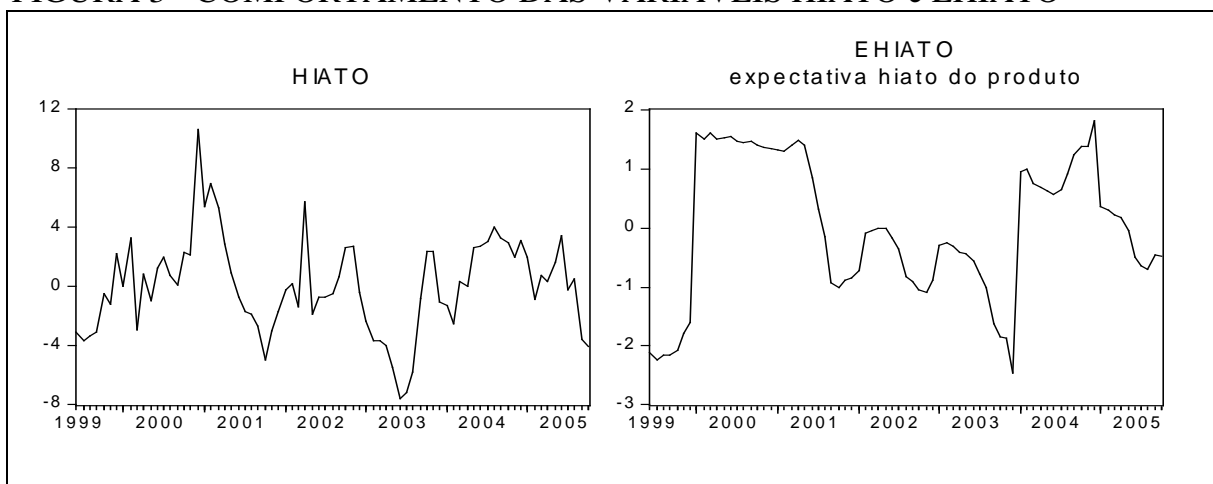
FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

A Figura (3) apresenta a evolução das séries do hiato do produto (HIATO) e da expectativa do hiato (EHIATO).

No que se refere ao hiato do produto, o valor médio foi de $-3.39E-11$, enquanto o valor máximo foi igual a 10,64 e o mínimo foi de $-7,62$, com desvio padrão de 3,22. Os valores máximo e mínimo foram registrados, respectivamente, em dezembro de 2000 e junho de 2003.

Quanto à expectativa do hiato do produto, o maior valor encontrado ocorreu em dezembro de 2004 (1,82). Por sua vez, o menor valor ($-2,46$) ocorreu em dezembro de 2003. O valor médio do período foi de $-9,72E-13$ e o desvio padrão foi de 1,19.

FIGURA 3 - COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS HIATO e EHIATO



FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

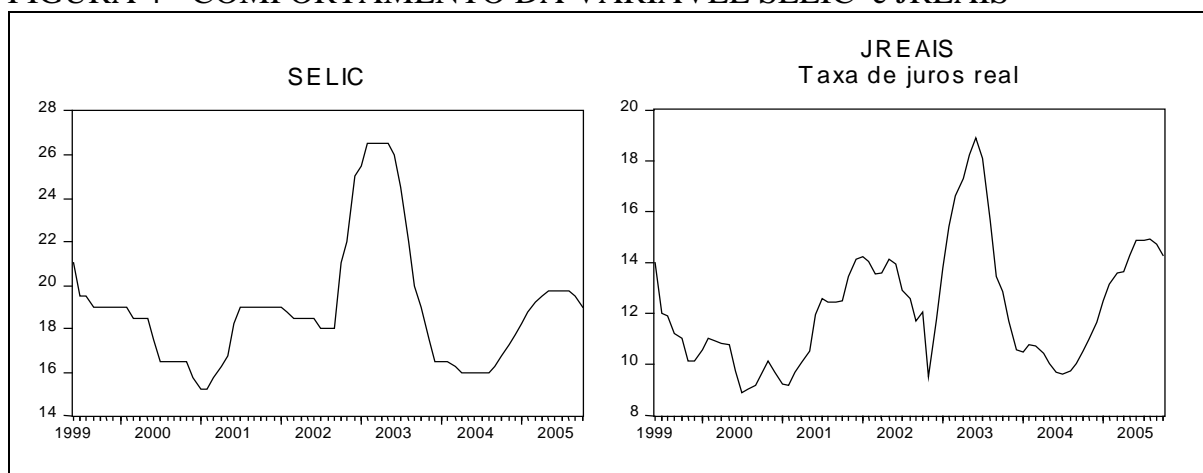
Conforme definido anteriormente, um hiato negativo indica um baixo nível de atividade. Nota-se pela observação da Figura (3) que em 2003, o hiato do produto e as expectativas em relação a esse hiato, atingiram os menores níveis do período estudado, em coerência com a análise efetuada no capítulo anterior.

Em relação à taxa de juros nominal, a variação média, a máxima e a mínima atingiram, respectivamente, 18,94%, 26,50% e 15,25%. Quanto ao desvio padrão, o valor foi de 2,82%. O comportamento da série é observado na Figura (4).

O valor máximo da taxa de juros foi registrado no período entre fevereiro e maio de 2003, como reflexo do deterioramento das expectativas ocorrido com a posse do novo presidente da República. O objetivo da elevação dos juros era reduzir a volatilidade observada na taxa de câmbio, elevando o custo de oportunidade do mercado para se posicionar em moeda estrangeira e, com isso, contribuir para a reversão das expectativas de trajetória ascendente da inflação.

O mesmo padrão de comportamento da taxa de juros nominal pode ser atribuído à variável juro real, uma vez que os juros reais foram obtidos com base na taxa básica Selic. A variável JREAIS alcançou média de 12,22%, com variação máxima de 18,92% e mínima de 8,87%. Tanto JREAIS quanto SELIC apresentaram um segundo pico no ano de 2003, justificando mais uma vez, a inclusão da *dummy* para o período pós-eleição.

FIGURA 4 - COMPORTAMENTO DA VARIÁVEL SELIC e JREAIS



FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

Observou-se no capítulo anterior que, a partir do segundo semestre de 2002 até o segundo semestre de 2003, as variáveis macroeconômicas refletiram os efeitos da eleição presidencial ocorrida em 2002, cuja mudança de governo resultou em impactos sobre as expectativas do mercado. A observação gráfica das variáveis permitiu verificar que todas elas apresentaram observações destoantes das demais no período pós-eleição. Dessa forma, para que essas observações não comprometessem a análise, deveriam ser inseridas variáveis *dummies* para o período em questão. Na estimação do modelo VAR, diversas *dummies* foram testadas, para diferentes intervalos de tempo. A *dummy* que se mostrou mais significativa e que mais contribuiu para a melhoria dos resíduos do VAR foi a *dummy* chamada de DELEICAO, relacionada ao período compreendido entre novembro de 2002 e dezembro de 2003.

Uma vez conhecido o comportamento das séries que serão utilizadas e a metodologia a ser aplicada, o passo seguinte será a análise da estimação do modelo em questão.

3.5 APURAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Inicialmente, apresentam-se os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis incluídas no modelo. Em seguida, parte-se para a estimação do VAR para testar o comportamento da taxa de juros e sua influência sobre as variáveis do modelo. Os testes e as estimações foram realizados através do software econométrico Eviews, versão 5.0.

3.5.1 Testes de Raiz Unitária

O primeiro teste de raiz unitária realizado é o teste ADF proposto por Dickey-Fuller, cujos resultados estão descritos na Tabela (3).

A realização do teste de raiz unitária ADF indicou a existência de raiz unitária no nível da variável LJREAIS, pois o valor da estatística calculada foi menor, em termos absolutos, que o valor crítico tabelado, mesmo considerando o nível de significância de 10%. Dessa forma, deve-se trabalhar com as séries diferenciadas em

um período no tempo para que se torne estacionária, sendo, portanto, integrada de ordem um, I(1).

TABELA 3 - TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF)

Variável	τ calculado no nível	Valor crítico a 10%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Ordem de integração
LIPCA	-2.754619	-2.587691	-2.900670	-3.520307	I(0)
LEINFLACAO	-3.234220	-2.588280	-2.901779	-3.522887	I(0)
LHIATO	-3.640625	-2.587409	-2.900137	-3.519050	I(0)
LEHIATO	-2.676595	-2.587409	-2.900137	-3.519050	I(0)
LSELIC	-3.424193	-2.587981	-2.901217	-3.521579	I(0)
LJREAIS	-2.216965	-2.587691	-2.900670	-3.520307	I(1)

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

Para dar mais suporte aos resultados, foi realizado também o teste Phillips-Perron, mostrado na Tabela (4).

TABELA 4 - TESTE PHILLIPS-PERRON (PP)

Variável	τ calculado no nível	Valor crítico a 10%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Ordem de integração
LIPCA	-2.992851	-2.587409	-2.900137	-3.519050	I(0)
LEINFLACAO	-2.139677	-2.587409	-2.900137	-3.519050	I(1)
LHIATO	3.438947	-2.587409	-2.900137	-3.519050	I(0)
LEHIATO	-2.783425	-2.587409	-2.900137	-3.519050	I(0)
LSELIC	-2.221416	-2.587409	-2.900137	-3.519050	I(1)
LJREAIS	-2.246461	-2.587409	-2.900137	-3.519050	I(1)

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

Contrariando o teste ADF, o teste Phillips-Perron indicou a presença de raiz unitária nos níveis das variáveis LEINFLACAO, LSELIC e LJREAIS. Diante das divergências nos resultados, optou-se por realizar o teste DF-GLS, para confirmar os resultados dos testes ADF e PP. Os resultados são mostrados na Tabela (5).

TABELA 5 - TESTE DICKEY-FULLER-GLS

Variável	τ calculado no nível	Valor crítico a 10%	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Ordem de integração
LIPCA	-1.151413	-1.613912	-1.945260	-2.596586	I(1)
LEINFLACAO	-3.202506	-1.613876	-1.945324	-2.597025	I(0)
LHIATO	-3.066357	-1.613983	-1.945139	-2.595745	I(0)
LEHIATO	-1.600042	-1.613983	-1.945139	-2.595745	I(1)
LSELIC	-3.027547	-1.613912	-1.945260	-2.596586	I(0)
LJREAIS	-2.089633	-1.613948	-1.945199	-2.596160	I(0)

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

O teste DF-GLS indicou as variáveis LIPCA e LEHIATO como integradas de ordem I(1). Para melhor visualização, os resultados dos três testes realizados são sintetizados na Tabela (6).

TABELA 6 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

VARIÁVEL	ORDEM DE INTEGRAÇÃO		
	ADF	PP	DF-GLS
LIPCA	I(0)	I(0)	I(1)
LEINFLACAO	I(0)	I(1)	I(0)
LHIATO	I(0)	I(0)	I(0)
LEHIATO	I(0)	I(0)	I(1)
LSELIC	I(0)	I(1)	I(0)
LJREAIS	I(1)	I(1)	I(0)

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

Combinando os resultados dos testes, assume-se que a variável LJREAIS não é estacionária, já que tanto o teste ADF quanto o PP indicaram a presença de raiz unitária no nível dessa variável. Dessa forma, utilizar-se-á a primeira diferença dessa série na estimação do modelo VAR. A série na primeira diferença passará a ser chamada DLJREAIS.

As demais variáveis são consideradas estacionárias, apresentando a mesma ordem de integração I(0).

3.5.2 Estimação do Modelo VAR: Fórmula Reduzida

Manipulando as equações de demanda e de oferta agregada propostas pelo novo consenso, chegou-se à forma reduzida da equação de oferta agregada, ou de determinação de preços, que expressa a taxa de inflação como função do hiato defasado, da expectativa do hiato, das taxas de inflação defasada e esperada e da taxa de juros nominal. Observou-se também que a única variável sobre a qual o Banco Central exerce influência direta é a taxa de juros nominal de curto prazo que ele próprio determina. Desse modo, o modelo do novo consenso fornece uma justificativa para que o instrumento de política seja a taxa de juros e para que esta seja utilizada em prol da manutenção da estabilidade de preços.

Assim sendo, testar-se-á, através do modelo VAR e das funções impulso-resposta, a capacidade da taxa de juros de influenciar a trajetória das variáveis presentes na fórmula reduzida do modelo, apresentada no capítulo 1, equação (1.7).

Inicialmente, foi realizado o teste Critério de Seleção de Defasagem, (Tabela 7), que indica o número ótimo de defasagens para diferentes critérios de seleção, e o Teste de Exclusão de Defasagens, (Tabela 8), que utiliza a estatística de Wald para testar a significância conjunta das defasagens incluídas no modelo VAR.

TABELA 7 - TESTE DO CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE DEFASAGENS

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	382.9136	NA	3.04e-10	-10.56095	-10.30600	-10.45956
1	605.1337	406.8819	9.15e-13	-16.36996	-15.60511	-16.06581
2	670.8568	112.9325	2.27e-13	-17.77061	-16.49586*	-17.26369*
3	688.3202	28.03984	2.21e-13	-17.81184	-16.02719	-17.10214
4	709.6393	31.82863*	1.95e-13*	-17.96167*	-15.66712	-17.04920
5	723.5844	19.24807	2.14e-13	-17.90378	-15.09934	-16.78854
6	735.0203	14.49630	2.58e-13	-17.77522	-14.46087	-16.45721

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

NOTA: * Indica o número de defasagem selecionado por cada critério.

LR: Teste estatístico da Razão de Máximo Verossimilhança (cada teste a 5% de significância);

FPE: Erro de Predição Final;

AIC: Critério de Informação de acordo com Akaike;

SC: Critério de Informação de Schwarz;

HQ: Critério de Informação de Hannan-Quinn.

De acordo com a Tabela (7), o uso de quatro defasagens é o mais indicado na estimação do VAR.

TABELA 8 - TESTE DE WALD PARA EXCLUSÃO DE DEFASAGENS

	LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC	CONJUNTO
Defasagem 1	152.0262 [0.000000]	21.48155 [0.000254]	181.6965 [0.000000]	126.3693 [0.000000]	471.4185 [0.000000]
Defasagem 2	22.17452 [0.000185]	3.292143 [0.510178]	31.43516 [2.50e-06]	8.735619 [0.068058]	56.13519 [2.31e-06]
Defasagem 3	10.54504 [0.032182]	2.046167 [0.727268]	15.40552 [0.003930]	11.12230 [0.025223]	38.60675 [0.001239]
Defasagem 4	8.021219 [0.090804]	2.868190 [0.580120]	13.85779 [0.007763]	3.280115 [0.512089]	27.10639 [0.040316]
Graus de liberdade	4	4	4	4	16

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

Corroborando o teste anterior, a estatística de Wald para as variáveis incluídas no modelo mostrou-se significativa para o uso de quatro defasagens no conjunto das

variáveis incluídas no VAR, conforme visualizado na Tabela (8). No entanto, para a equação da variável LEHIATO, as defasagens dois, três e quatro poderiam ser excluídas, enquanto para a equação da variável LSELIC, poderia se excluir a quarta defasagem.

Antes de estimar a equação com o modelo VAR, realizou-se o teste de Causalidade de Granger para testar a precedência temporal entre as variáveis. O objetivo é testar a direção de precedência entre a taxa de juros Selic, a taxa de inflação e as expectativas de inflação. Os resultados são mostrados na Tabela (9). Apresentam-se aqui os testes realizados com quatro defasagens, o mesmo número de defasagens do VAR. Os testes com o uso de duas a oito defasagens são apresentados no Apêndice.

TABELA 9 - TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

HIPÓTESE NULA	PROBABILIDADE
LIPCA não causa LSELIC no sentido de Granger	0.00533
LSELIC não causa LIPCA no sentido de Granger	0.00266
LEINFLACAO não causa LSELIC no sentido de Granger	0.05337
LSELIC não causa LEINFLACAO no sentido de Granger	0.76291
LIPCA não causa LEINFLACAO no sentido de Granger	0.33327
LEINFLACAO não causa LIPCA no sentido de Granger	0.11804
LEHIATO não causa LSELIC no sentido de Granger	0.36654
LSELIC não causa LEHIATO no sentido de Granger	0.08192
LEINFLACAO não causa LEHIATO no sentido de Granger	0.80798
LEHIATO não causa LEINFLACAO no sentido de Granger	0.92247
LIPCA não causa LEHIATO no sentido de Granger	0.62135
LEHIAO não causa LIPCA no sentido de Granger	0.67932

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

NOTA: Teste realizado com 4 defasagens.

A visualização das Tabela (9) indica que há uma relação de precedência entre a taxa de inflação e a taxa de juros. Considerando quatro defasagens, a taxa de juros tanto causa a taxa de inflação no sentido de Granger, como é Granger-causada pela taxa de inflação. Por sua vez, a taxa de juros não causa as expectativas de inflação, mas é precedida por elas. Quanto à causalidade entre taxa de inflação e expectativa de inflação, a taxa de inflação não causa a inflação esperada, mas pode ser considerada Granger-causada pelas expectativas de inflação. Dessa forma, as expectativas precedem à taxa de juros e à taxa de inflação.

Em relação ao hiato esperado do produto, não há uma relação de precedência entre esta variável e a taxa de inflação. Além disso, o hiato esperado não causa a taxa

de juros Selic no sentido de Granger, no entanto, observa-se uma relação de precedência da taxa de juros em direção ao hiato esperado.

Em resumo, a taxa de juros causa a taxa de inflação e a expectativa do hiato do produto no sentido de Granger, mas é causada pela expectativa de inflação.

Com base nos testes iniciais, estimou-se o modelo VAR para a equação (1.7) do modelo, apresentada no capítulo 1 e reproduzida abaixo:

$$(1.7) \quad \pi_t = f \left(x_{t-1}^{(+)}; E_t x_{t+1}^{(+)}; E_t \pi_{t+1}^{(+)}; \pi_{t-1}^{(+)}; R_t, e_t^{(-)} \right)$$

Como observado anteriormente, foram testadas diversas *dummies* para os períodos em que as séries apresentavam observações fora do padrão (*outliers*). Entre as *dummies* testadas, aquela que forneceu o melhor ajuste dos resíduos do VAR foi a *dummy* DELEICAO, que capta o período compreendido entre novembro de 2002 e dezembro de 2003.

Além disso, o modelo inclui as variáveis taxa de inflação, hiato do produto, expectativa do hiato do produto, expectativa de inflação e taxa de juros nominal. Pela definição utilizada no trabalho, a taxa de juros real é a diferença entre a taxa de juros nominal e a expectativa de inflação. Logo, as expectativas de inflação já estariam incluídas na taxa de juros nominal, sendo desnecessário utilizar as duas variáveis no modelo. Nesse sentido, foram testados dois modelos, um deles utilizando a taxa de juros real (DLJREAIS), e o outro utilizando a própria taxa de juros nominal (LSELIC). No entanto, o modelo que forneceu melhor ajuste dos resíduos, fornecendo um grau de significância maior foi aquele com a taxa de juros nominal, sendo este o escolhido.

Outra observação que deve ser feita é que a variável LHIATO não foi significativa. Na verdade, a análise gráfica indicou que as variáveis LHIATO e LEHIATO caminhavam juntas, de modo que se optou pela retirada da variável LHIATO da estimação do VAR.

Desse modo, foram estimados os parâmetros da equação (1.7), incluindo quatro defasagens, a *dummy* DELEICAO e uma constante. O resultado do VAR pode ser conferido na Tabela (10).

TABELA 10 - ESTIMATIVA DO MODELO VAR: FORMA REDUZIDA

Continua

	LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC
LIPCA(-1)	1.334950 (0.11725) [11.3853]	0.016154 (0.01241) [1.30207]	-0.076284 (0.14031) [-0.54368]	0.207183 (0.06361) [3.25714]
LIPCA(-2)	-0.891850 (0.21366) [- 4.17418]	-0.021239 (0.02261) [-0.93947]	-0.206068 (0.25568) [-0.80597]	-0.243805 (0.11591) [- 2.10340]
LIPCA(-3)	0.372208 (0.21577) [1.72505]	0.021776 (0.02283) [0.95382]	0.489436 (0.25820) [1.89559]	0.192500 (0.11705) [1.64455]
LIPCA(-4)	-0.209118 (0.10684) [- 1.95739]	0.000119 (0.01130) [0.01051]	-0.273377 (0.12784) [- 2.13835]	-0.059866 (0.05796) [-1.03292]
LEHIATO(-1)	0.873441 (1.15585) [0.75567]	0.524127 (0.12230) [4.28559]	-0.393958 (1.38315) [-0.28483]	-0.264953 (0.62705) [-0.42254]
LEHIATO(-2)	-0.279861 (1.29946) [-0.21537]	0.073629 (0.13750) [0.53550]	0.677137 (1.55501) [0.43546]	-0.361588 (0.70496) [-0.51292]
LEHIATO(-3)	-0.789743 (1.30234) [-0.60640]	-0.020430 (0.13780) [-0.14826]	1.341250 (1.55845) [0.86063]	0.811340 (0.70652) [1.14837]
LEHIATO(-4)	0.539821 (0.96945) [0.55683]	-0.067297 (0.10258) [-0.65607]	-0.621758 (1.16009) [-0.53595]	-0.240319 (0.52592) [-0.45695]
LEINFLACAO(-1)	0.166398 (0.11934) [1.39428]	-0.001537 (0.01263) [-0.12174]	1.788616 (0.14281) [12.5242]	0.127930 (0.06474) [1.97595]
LEINFLACAO(-2)	-0.177751 (0.21532) [-0.82551]	0.028888 (0.02278) [1.26795]	-1.251384 (0.25767) [- 4.85657]	-0.151273 (0.11681) [-1.29500]
LEINFLACAO(-3)	-0.046882 (0.21459) [-0.21847]	-0.027274 (0.02271) [-1.20120]	0.716152 (0.25679) [2.78884]	0.100403 (0.11642) [0.86245]
LEINFLACAO(-4)	0.055259 (0.11984) [0.46111]	0.018796 (0.01268) [1.48235]	-0.373918 (0.14340) [- 2.60744]	-0.081902 (0.06501) [-1.25981]
LSELIC(-1)	0.148305 (0.24345) [0.60918]	0.014701 (0.02576) [0.57071]	0.254156 (0.29133) [0.87241]	1.291013 (0.13207) [9.77514]
LSELIC(-2)	-0.436051 (0.37015) [-1.17803]	-0.056919 (0.03917) [-1.45328]	-0.457554 (0.44295) [-1.03298]	-0.092704 (0.20081) [-0.46165]
LSELIC(-3)	1.071899 (0.35186) [3.04636]	0.026011 (0.03723) [0.69866]	-0.036774 (0.42106) [-0.08734]	-0.382567 (0.19089) [- 2.00418]
LSELIC(-4)	-0.484215 (0.23335) [- 2.07510]	-0.022774 (0.02469) [-0.92240]	0.376923 (0.27923) [1.34984]	0.052041 (0.12659) [0.41110]

TABELA 10- ESTIMATIVA DO MODELO VAR: FORMA REDUZIDA

	conclusão			
	LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC
C	-2.114533 (4.28747) [-0.49319]	2.287948 (0.45365) [5.04337]	-4.893430 (5.13062) [-0.95377]	0.273677 (2.32595) [0.11766]
DELEICAO	0.178636 (0.04038) [4.42429]	-0.012935 (0.00427) [-3.02761]	0.028224 (0.04832) [0.58415]	-0.052563 (0.02190) [-2.39971]
R-squared	0.981222	0.839039	0.955684	0.974061
F-statistic	169.0541	16.86463	69.76998	121.4912

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

NOTA: As defasagens destacadas em negrito são estatisticamente significantes.

A estimativa do modelo VAR para a forma reduzida do modelo do novo consenso (equação 1.7) no qual a taxa de inflação é a variável dependente, indicou que a própria taxa de inflação nas quatro defasagens e a taxa de juros nominal, na terceira e na quarta defasagem, foram estatisticamente significantes para explicar as variações na taxa de inflação. Além disso, a *dummy* inserida para capturar os efeitos da eleição presidencial de 2002 também se mostrou altamente significativa. Já a expectativa de inflação e o hiato esperado não foram significativos.

A observação da estatística do R^2 indica que cerca de 98% da variação da taxa de inflação é explicada por seus valores defasados e pelos valores defasados das demais variáveis incluídas no modelo. Em relação à estatística F, que testa a hipótese de eficiência conjunta dos estimadores, encontrou-se um valor estatisticamente significativo, 169, indicando a confiabilidade do modelo em conjunto.

No que se refere ao hiato esperado, apenas ele próprio na primeira defasagem, a constante e a *dummy* foram significativos para explicá-lo. O hiato esperado também não foi significativo para explicar as demais variáveis. Dessa forma, o nível de atividade não está norteando as ações de política monetária.

Em relação à expectativa de inflação como dependente, as variáveis significativas na explicação de seu movimento foram a taxa de inflação na terceira e quarta defasagem e a própria expectativa de inflação nas quatro defasagens. Mais uma vez, a estatística F comprovou a validade dos resultados encontrados, com valor igual

a 69,7 e R^2 indicou que cerca de 95% da variação da expectativa de inflação é devida aos seus próprios valores defasados e aos valores defasados das demais variáveis.

Por fim, as variáveis significativas para explicar a variação da taxa de juros nominal foram a taxa de inflação na primeira, segunda e terceira defasagem, a expectativa de inflação na primeira defasagem, a própria taxa de juros na primeira e terceira defasagem e a *dummy* DELEICAO. O R^2 indica que aproximadamente 97% da variação da taxa de juros devem-se às variáveis incluídas no modelo, o teste F valida os resultados encontrados.

Em seguida, para confirmar a confiabilidade do modelo estimado, apresentam-se os testes de normalidade dos resíduos, autocorrelação e estabilidade do modelo VAR.

O teste de normalidade dos resíduos foi efetuado através do teste qui-quadrado (χ^2) de Jarque-Bera. Como demonstrado pela Tabela (11), este teste, calculado a partir da curtose e da assimetria da distribuição dos resíduos, aceitou a hipótese de que os resíduos são normalmente distribuídos com 14,4% de probabilidade.

TABELA 11 - TESTE χ^2 (2) DE JARQUE-BERA

Componente	Jarque-Bera	Probabilidade
1	8.610175	0.0135
2	0.953048	0.6209
3	0.845358	0.6553
4	1.750620	0.4167
Conjunto	12.15920	0.1442

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

TABELA 12 - TESTE LM DE AUTOCORRELAÇÃO

Defasagens	LM-estatística	Probabilidade
1	14.79713	0.5395
2	30.51629	0.0155
3	17.71768	0.3407
4	14.01591	0.5975

FONTE: Dados da pesquisa.

NOTAS: * H0: não há autocorrelação serial na ordem da defasagem.

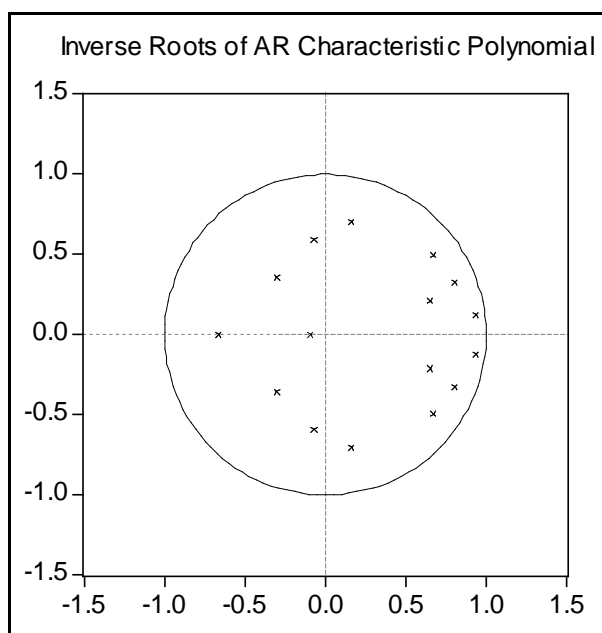
** Probabilidade do qui-quadrado com 16 graus de liberdade.

Da mesma forma, pelo teste LM, utilizado para verificar a existência de autocorrelação nos resíduos, pode-se aceitar a hipótese de que os resíduos não são

autocorrelacionados utilizando quatro defasagens, com 59% de probabilidade, conforme demonstrado na Tabela (12).

Por sua vez, o teste de estabilidade do VAR indicou que o modelo satisfaz a condição de estabilidade. Ou seja, o modelo é estacionário, já que todas as raízes têm módulo menor que a unidade, encontrando-se dentro do círculo unitário como mostra a Figura (5).

FIGURA 5 - TESTE DE ESTABILIDADE DO VAR



FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

Após a estimação do modelo e a realização dos testes complementares, parte-se para a utilização do modelo VAR através da decomposição da variância das variáveis, e, posteriormente, através da identificação do comportamento das variáveis diante de choques exógenos.

3.5.2.1 Decomposição da variância

O objetivo da técnica de decomposição da variância é explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR. Trata-se de um importante instrumento que permite retirar conclusões

relevantes no que se refere à influência das variáveis do modelo sobre a variável endógena de interesse para o estudo.

A Tabela (13) apresenta a decomposição da variância dos erros de previsão do log da taxa de inflação, de acordo com o modelo estimado, considerando 12 períodos (1 ano). Na tabela aparecem as estimativas dos desvios-padrão desses erros, bem como a proporção da variância dos erros atribuída a cada variável do modelo considerado.

TABELA 13 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO LOG DA TAXA DE INFLAÇÃO (LIPCA)

Período	Desvio padrão	Proporção da variância devida a choques (%)			
		LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC
1	0.047966	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.084692	98.44542	0.110973	1.250987	0.192624
3	0.101865	95.36516	0.203361	4.297883	0.133593
4	0.107680	90.64034	0.230123	7.009810	2.119724
5	0.113473	82.46849	0.351043	8.455636	8.724830
6	0.122593	71.25612	0.573134	9.469248	18.70150
7	0.133296	61.62282	0.755228	11.46832	26.15362
8	0.144249	54.78361	0.891308	14.01768	30.30740
9	0.153558	51.16042	0.902058	16.20319	31.73434
10	0.160675	49.83566	0.840159	17.53426	31.78992
11	0.165493	49.77283	0.800906	18.05880	31.36746
12	0.168167	50.02736	0.837916	18.00986	31.12486

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

Os resultados apresentados na Tabela (13) indicam que nos primeiros seis meses, quase toda variação da taxa de inflação se deve exclusivamente à própria taxa de inflação. Mas a partir do segundo semestre, a participação da taxa de juros e da inflação esperada ganham mais importância. Após 12 meses, a variação da taxa de inflação se deve, principalmente, à própria taxa de inflação (50%), à taxa de juros nominal (31%) e à taxa de inflação esperada (18%). Choques não antecipados no hiato esperado não exercem influência sobre a variação da taxa de inflação de acordo com esse resultado.

Quando se observa a decomposição da variância dos erros de previsão da expectativa de inflação (Tabela 14), nota-se que as variáveis significativas para explicar essa variância são a própria expectativa de inflação, com uma participação de aproximadamente 89%, seguida da taxa de juros, responsável por cerca de 7,3%.

Em relação à decomposição da variância da taxa de juros Selic, a Tabela (15) demonstra que, após 12 meses, cerca de 74% dessa variância deve-se à própria taxa de

juros, seguidos em importância pela taxa de inflação (22,7%) e pela expectativa de inflação (2,5%).

TABELA 14 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO LOG DA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO (LEINFLACAO)

Período	Desvio padrão	Proporção da variância devida a choques (%)			
		LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC
1	0.043465	9.667955	0.631807	89.70024	0.000000
2	0.078225	9.523638	1.126034	88.96170	0.388625
3	0.100029	6.223307	1.309678	91.80313	0.663888
4	0.114865	4.753453	1.013153	93.36532	0.868078
5	0.125699	4.202052	0.848849	93.79216	1.156938
6	0.135037	3.922333	0.743073	93.37965	1.954941
7	0.143150	3.565571	0.661317	92.68271	3.090403
8	0.149796	3.257106	0.611521	91.96197	4.169406
9	0.155151	3.105224	0.579552	91.21603	5.099194
10	0.159546	3.101573	0.552861	90.41893	5.926636
11	0.163174	3.191008	0.530005	89.59408	6.684902
12	0.166149	3.314370	0.511571	88.78380	7.390258

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

A Tabela (15) indica que há uma persistência da taxa de juros sobre seu próprio comportamento. Cerca de 74% da variância do erro da taxa de juros é explicada pela própria taxa de juros. Em outras palavras, a variação da taxa de juros, deve-se principalmente à própria taxa de juros.

TABELA 15 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO LOG DA TAXA DE JUROS (LSELIC)

Período	Desvio padrão	Proporção da variância devida a choques (%)			
		LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC
1	0.020376	0.199113	0.307309	2.693869	96.79971
2	0.036104	5.456176	0.383507	3.479060	90.68126
3	0.048757	8.810641	0.213412	3.400701	87.57525
4	0.059733	13.19437	0.151434	3.273952	83.38025
5	0.069323	17.78236	0.129215	3.231613	78.85681
6	0.076604	21.43645	0.156428	3.002426	75.40470
7	0.081743	23.47044	0.219417	2.759420	73.55072
8	0.085149	24.02653	0.278902	2.594149	73.10042
9	0.087299	23.73479	0.310347	2.505152	73.44971
10	0.088605	23.21298	0.321216	2.474665	73.99114
11	0.089342	22.83172	0.325817	2.487652	74.35481
12	0.089709	22.72053	0.332711	2.523955	74.42280

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

A seguir, analisa-se o comportamento das variáveis do VAR diante de choques exógenos.

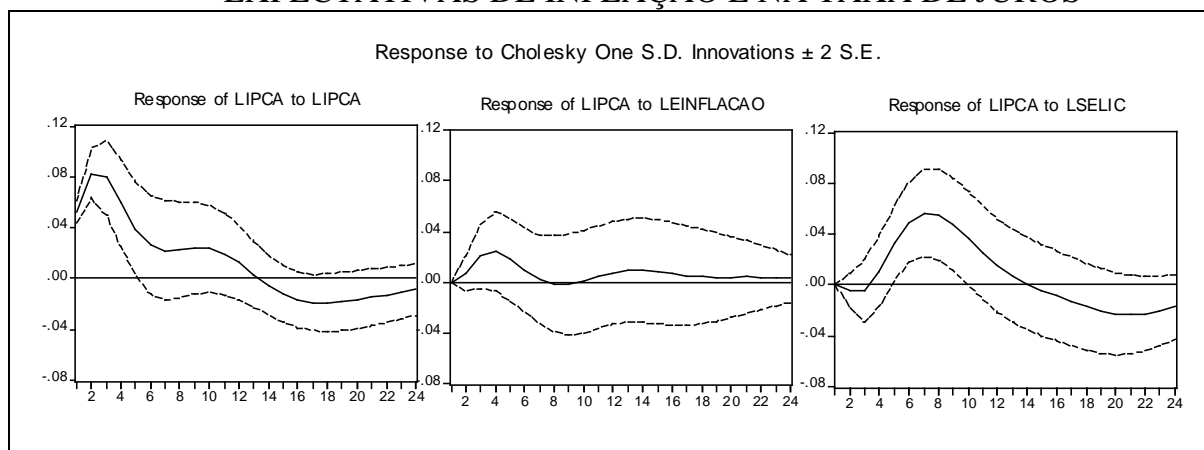
3.5.2.2 Análise de choques exógenos sobre a demanda agregada

Em um modelo estacionário, os efeitos de choques isolados, isto é, não sucessivamente repetidos, dissipam-se com o passar do tempo. Nesta seção, o objetivo é apresentar simulações de choques nas variáveis incluídas no modelo, identificando a duração desses choques e o comportamento das variáveis diante desses impulsos.

A Figura (6) apresenta a resposta da taxa de inflação a um choque de Cholesky nas expectativas de inflação e na taxa de juros. O choque de Cholesky usa a inversa do fator Cholesky da matriz de covariância residual. Esta opção impõe uma ordem das variáveis no VAR e atribui o total do efeito de um componente à variável que vem primeiro no sistema VAR. As respostas podem ser alteradas se a ordem das variáveis for modificada.

Os gráficos da Figura (6) apresentam o comportamento da taxa de inflação diante de impulsos nas demais variáveis, entre 1 e 24 meses. A escolha desse período levou em conta o tempo necessário para que os choques pudessem ser totalmente dissipados.

FIGURA 6 - RESPOSTA DA TAXA DE INFLAÇÃO A UM "IMPULSO" NAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO E NA TAXA DE JUROS



FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

Nota-se pela Figura (6) que um choque na taxa de inflação tem o efeito de elevá-la imediatamente. Após o segundo mês, a taxa de inflação começa a se reduzir, até que o choque seja dissipado a partir do décimo quarto mês.

Um choque nas expectativas de inflação também eleva a taxa de inflação até o quarto mês, decrescendo em seguida. A partir do décimo mês, a taxa de inflação se eleva novamente, permanecendo acima do seu nível inicial no horizonte de tempo observado.

Por sua vez, o comportamento da taxa de inflação diante de choques na taxa de juros merece algumas reflexões.

Um choque na taxa de juros nominal reduz a taxa de inflação nos dois meses seguintes ao choque. A partir do quarto mês, no entanto, a taxa de inflação começa a se elevar, atingindo o pico por volta do sétimo mês, quando então, começa a decrescer. O efeito do choque torna-se negativo a partir do décimo quinto mês e a taxa de inflação permanece em um nível inferior ao inicial até o vigésimo quarto mês.

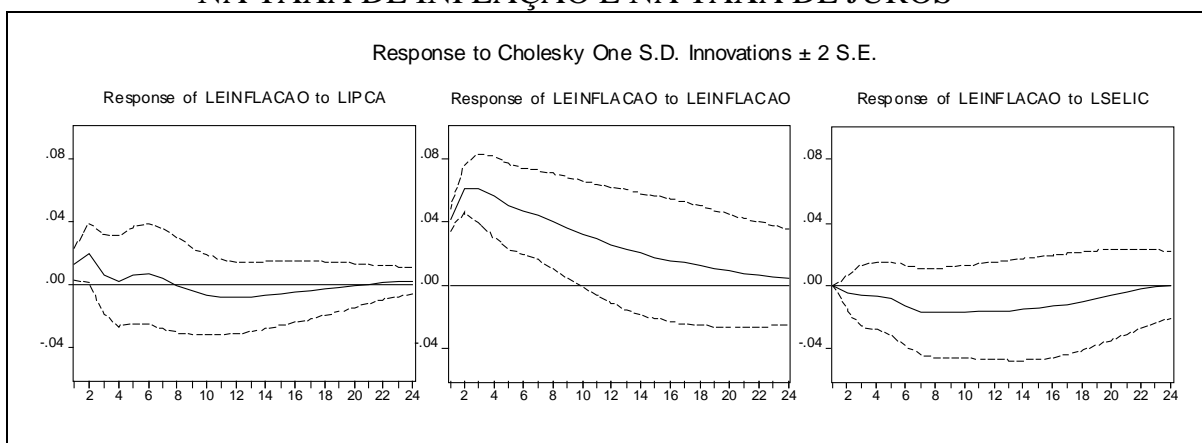
Nota-se que diante de um choque na taxa de juros, a taxa de inflação apresenta uma inexpressiva redução até o terceiro mês, mas depois se eleva e permanece em um nível superior ao inicial por cerca de um ano. Esperava-se que um aumento na taxa de juros tivesse o efeito de reduzir a taxa de inflação. Uma provável explicação para que isso não tenha ocorrido pode decorrer da possibilidade de risco de *default*, apresentada no segundo capítulo.

Conforme observado anteriormente, uma elevação na taxa de juros pode causar efeitos inesperados sobre a taxa de inflação caso essa elevação aumente a probabilidade de que a dívida pública se torne insustentável. Em uma situação como esta, a elevação dos juros leva a uma depreciação cambial, com conseqüências negativas sobre a taxa de inflação.

De fato, observou-se que entre o final de 2002 e o início de 2003, a taxa de câmbio continuava a se depreciar, mesmo diante da atuação da política monetária, e a meta de inflação não foi cumprida.

A Figura (7) apresenta o comportamento das expectativas de inflação diante de choques na taxa de inflação e na taxa de juros Selic.

FIGURA 7 - RESPOSTA DA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO A UM "IMPULSO" NA TAXA DE INFLAÇÃO E NA TAXA DE JUROS

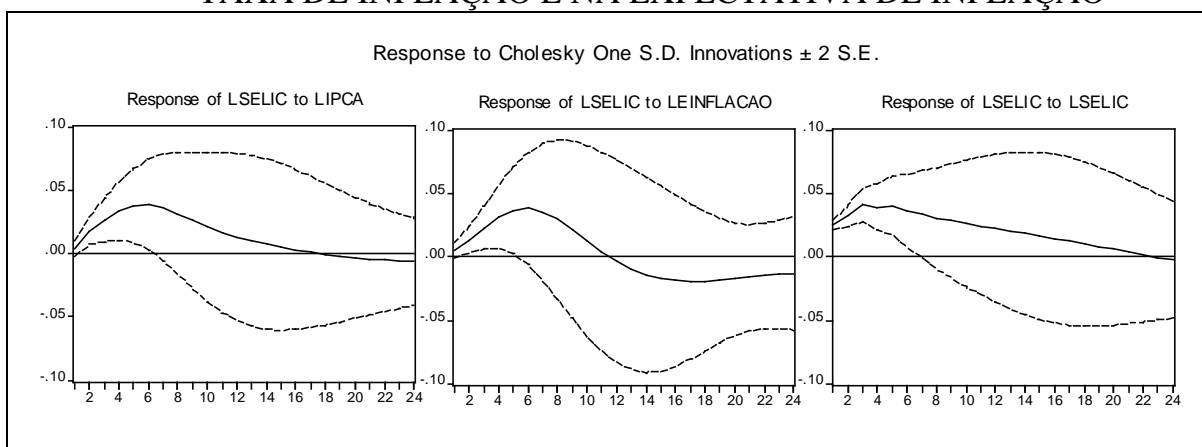


FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

Um choque não antecipado na taxa de inflação eleva as expectativas de inflação e as mantém elevadas até o oitavo mês. A partir do nono mês, o efeito do choque torna-se negativo, reduzindo-se gradativamente até se dissipar por completo por volta do vigésimo mês.

Quanto ao impacto sobre as expectativas de inflação de um choque não antecipado na taxa de juros, observa-se que a elevação da taxa de juros mantém as expectativas de inflação abaixo do seu nível inicial até o vigésimo quarto mês, quando o choque é dissipado.

FIGURA 8 - RESPOSTA DA TAXA DE JUROS SELIC A UM "IMPULSO" NA TAXA DE INFLAÇÃO E NA EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO



FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

A Figura (8) mostra os efeitos sobre a taxa de juros de choques não antecipados na taxa de inflação e na inflação esperada. Diante de um aumento na taxa

de inflação, a taxa de juros se eleva até o sexto mês, decrescendo gradativamente até que o efeito se torne negativo a partir do décimo sétimo mês.

Um aumento nas expectativas de inflação também eleva a taxa de juros Selic até o sexto mês. A partir desse momento a taxa de juros começa a decrescer. Após o décimo segundo mês, o efeito do choque não antecipado sobre a taxa de juros é negativo, a taxa de juros permanece abaixo do seu nível inicial até que o choque seja gradativamente dissipado.

Deve-se chamar a atenção para os efeitos de choques na taxa de juros sobre sua própria trajetória. Como observado na Figura (8), um choque na taxa de juros eleva imediatamente essa taxa até o quarto mês, iniciando um processo gradual de redução. A taxa de juros permanece acima do seu nível inicial por quase 2 anos, quando o choque é dissipado. Ou seja, a elevação dos juros, por si só, mantém os juros elevados por cerca de 24 meses, indicando uma persistência e uma auto-alimentação dessa variável.

Em seguida, realizou-se o teste de Causalidade de Granger para as variáveis em bloco com intuito de verificar se alguma das variáveis incluídas no modelo VAR como endógenas poderiam ser consideradas exógenas. Os resultados obtidos encontram-se resumidos na Tabela (16).

O Teste de Causalidade em Bloco permite verificar que, para a equação do VAR que tem a taxa de inflação (LIPCA) como variável dependente, as variáveis LEHIATO e LEINFLACAO podem ser consideradas exógenas. No entanto, quando consideradas em conjunto, as variáveis que compõem a equação são endógenas, pois a probabilidade de serem exógenas é inferior a 1%.

Na equação que trata o hiato esperado do produto como variável dependente, nenhuma variável pode ser considerada exógena à equação. Este resultado pode ser reflexo da baixa significância encontrada para a variável LEHIATO na estimação do modelo VAR.

Na equação das expectativas de inflação, todas as variáveis incluídas no modelo são consideradas exógenas, com probabilidade de 67%. Isso quer dizer que as variáveis taxa de inflação, hiato esperado e taxa de juros precedem às expectativas de inflação no sentido de Granger.

TABELA 16 – TESTE DE EXOGENEIDADE EM BLOCO - GRANGER

Variável dependente: LIPCA			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
LEHIATO	0.901171	4	0.9244
LEINFLACAO	3.266557	4	0.5142
LSELIC	21.88069	4	0.0002
Total	26.54694	12	0.0090
Variável dependente: LEHIATO			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
LIPCA	9.941010	4	0.0414
LEINFLACAO	19.47986	4	0.0006
LSELIC	13.07312	4	0.0109
Total	32.30479	12	0.0012
Variável dependente: LEINFLACAO			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
LIPCA	5.962666	4	0.2020
LEHIATO	2.067546	4	0.7233
LSELIC	3.524355	4	0.4742
Total	9.377943	12	0.6704
Variável dependente: LSELIC			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
LIPCA	15.02551	4	0.0046
LEHIATO	1.593048	4	0.8100
LEINFLACAO	5.630714	4	0.2285
Total	29.25727	12	0.0036

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

Finalizando, os resultados da equação na qual a taxa de juros é variável dependente apontam que as variáveis em conjunto são endógenas para o VAR. Individualmente, porém, as variáveis hiato esperado e inflação esperada podem ser consideradas exógenas.

Nota-se que para este modelo VAR, a taxa de juros e a taxa de inflação não apresentam relação de precedência uma em relação à outra. Por sua vez, a taxa de juros precede e é precedida pela inflação esperada. Em outras palavras, a taxa de juros é afetada pelas expectativas de inflação ao mesmo tempo em que as afeta. Os resultados diferem dos resultados obtidos com o teste de Causalidade de Granger simples apresentado anteriormente. Para constatar a exogeneidade das variáveis em relação à taxa de inflação e às expectativas de inflação, será realizado o teste de exogeneidade proposto por Engle, Hendry e Richard (1983).

3.5.4 Análise de Exogeneidade

Engle, Hendry e Richard (1983) apresentam três níveis diferentes de exogeneidade: exogeneidade fraca, exogeneidade forte e super-exogeneidade. Cada um desses conceitos leva em consideração o interesse específico da análise empírica. Para os propósitos do presente trabalho, será suficiente apenas o conceito de exogeneidade fraca das variáveis.

Para tanto, suponha a seguinte equação condicional para Y:

$$(3.10) \quad Y_t = \delta_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_q X_{t-q} + u_t$$

Suponha ainda a seguinte equação marginal para X:

$$(3.11) \quad X_t = \gamma_0 + \theta_1 X_{t-1} + \dots + \theta_r X_{t-r} + v_t$$

Para que X possa ser considerada fracamente exógena em relação a Y, os erros das equações (3.10) e (3.11) devem ser independentes. Ou seja, a equação marginal para X não pode acrescentar informações que afetem o erro da equação condicional para Y. Dessa forma, se os erros da equação marginal não forem correlacionados com os erros da equação condicional, aceita-se a hipótese de que X é fracamente exógena com relação a Y.

Para testar a exogeneidade das variáveis em relação à taxa de inflação, parte-se da equação condicional da variável LIPCA (equação 3.12) e da especificação da equação marginal das demais variáveis incluídas no modelo.

$$(3.12) \quad LIPCA_t = c_1 + \sum_{j=1}^4 \beta_j LIPCA_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j LEHIATO_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j LEINFLACAO_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j LSELIC_{t-j} + u_{LIPCA_t}$$

Equação marginal para LEHIATO:

$$(3.13) \quad LEHIATO_t = c_1 + \sum_{j=1}^4 \varphi_j LEHIATO_{t-j} + \varepsilon_{LEHIATO_t}$$

Equação marginal para LEINFLACAO

$$(3.14) \quad LEINFLACAO_t = c_1 + \sum_{j=1}^4 \varphi_j LEINFLACAO_{t-j} + \varepsilon_{LEINFLACAO}$$

Equação marginal para LSELIC

$$(3.15) \quad LSELIC_t = c_1 + \sum_{j=1}^4 \varphi_j LSELIC_{t-j} + \varepsilon_{LSELIC}$$

Equação marginal para LIPCA

$$(3.16) \quad LIPCA_t = c_1 + \sum_{j=1}^4 \varphi_j LIPCA_{t-j} + \varepsilon_{LIPCA}$$

O passo seguinte consiste em verificar se os erros da equação condicional da variável LIPCA e os erros das equações marginais são independentes. O teste pode ser realizado individualmente para cada variável que se deseja testar a exogeneidade, utilizando as seguintes equações:

$$(3.17) \quad u_t = \delta + \delta_1 \varepsilon_{LEHIATO} + erro$$

$$(3.18) \quad u_t = \delta + \delta_2 \varepsilon_{LEINFLACAO} + erro$$

$$(3.19) \quad u_t = \delta + \delta_3 \varepsilon_{LSELIC} + erro$$

$$(3.20) \quad u_t = \delta + \delta_3 \varepsilon_{LIPCA} + erro$$

Para que LEHIATO, LEINFLACAO e LSELIC sejam, individualmente, consideradas fracamente exógenas com relação à taxa de inflação, a hipótese nula de que $\delta_1 = 0; \delta_2 = 0; \delta_3 = 0$ não deve ser rejeitada. Os resultados encontrados na estimação das equações de (3.17) a (3.19) estão apresentados a seguir:

$$(3.17.1) \quad u_{IPCA} = 9.28E-16 + 0.783201 \varepsilon_{LEHIATO}$$

(1.89E-13)	(1.687784)
(1.0000)	(0.0958)

$$(3.18.1) \quad u_{IPCA} = 7.50E-16 + 0.278023 \varepsilon_{LEINFLACAO}$$

(1.63E-13)	(3.915346)
(1.0000)	(0.0002)

$$(3.19.1) \quad u_{IPCA} = 5.48E-16 + 0.006980 \varepsilon_{LSELIC}$$

(1.11E-13)	(0.753407)
(1.0000)	(0.4537)

Pelos resultados encontrados, somente a taxa de juros Selic pode ser considerada fracamente exógena em relação a taxa de inflação, já que a probabilidade que $\delta_3 = 0$ é de 45%.

Em seguida, realiza-se o teste para a equação do VAR que tem a expectativa de inflação (LEINFLACAO) como variável dependente. A equação (3.21) representa a equação condicional para LEINFLAÇÃO.

$$(3.21) \quad LEINFLACAO_t = c_1 + \sum_{j=1}^4 \beta_j LIPCA_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j LEHIATO_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j LEINFLACAO_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j LSELIC_{t-j} + u_{LEINFALCAO_t}$$

Para testar a exogeneidade das variáveis em relação à inflação esperada, testam-se as equações marginais (3.17), (3.19) e (3.20).

$$(3.17.2) \quad u_{LEINFLACAO} = 4.00E-16 + -0.439527 \varepsilon_{LEHIATO}$$

(6.77E-14)	(-0.653195)
(1.0000)	(0.5157)

$$(3.19.2) \quad u_{LEINFLACAO} = 6.37E-16 + 0.016388 \varepsilon_{LSELIC}$$

(1.09E-13)	(0.709260)
(1.0000)	(0.4805)

$$(3.20.2) \quad u_{LEINFLACAO} = 0.000676 + 0.267707 \varepsilon_{LIPCA}$$

(0.119547)	(3.931919)
(0.9052)	(0.0002)

Os resultados das equações (3.17.2), (3.19.2) e (3.20.2) indicam que as variáveis LEHIATO e LSELIC são fracamente exógenas em relação a LEINFLACAO.

De acordo com Bierens (2004), o teste de Causalidade de Granger simples, realizado anteriormente, é uma forma de exogeneidade fraca. Em conjunto com o teste de exogeneidade proposto por Engle, Hendry e Richards (1983), obtém-se uma forma

de exogeneidade forte. Resumidamente, para que X seja fortemente exógeno, Y não pode Granger-causar X, e os vetores de erros da equação condicional de Y e da equação marginal de X devem ser independentes. O atendimento de apenas uma dessas condições sugere exogeneidade fraca e não forte.

Neste caso, para que LSELIC possa ser considerada fortemente exógena em relação às expectativas, LEINFLACAO não pode causar LSELIC no sentido de Granger e os erros da equação LEINFLACAO devem ser independentes dos erros da equação marginal LSELIC.

A Tabela (17) fornece uma síntese dos resultados dos dois testes.

TABELA 17 – TESTES DE EXOGENEIDADE

Variável: LIPCA	CAUSALIDADE DE GRANGER SIMPLES	TESTE DE ENGLE, HENDRY E RICHARD	RESULTADO
LEHIATO	LIPCA não causa LEHIATO	Endógena	Exogeneidade fraca
LEINFLACAO	LIPCA não causa LEINFLACAO	Endógena	Exogeneidade fraca
LSELIC	LIPCA causa LSELIC	Exógena	Exogeneidade fraca
Variável: LEINFLACAO	CAUSALIDADE DE GRANGER SIMPLES	TESTE DE ENGLE, HENDRY E RICHARD	RESULTADO
LIPCA	LEINFLACAO não causa LIPCA	Endógena	Exogeneidade fraca
LEHIATO	LEINFLACAO não causa LEHIATO	Exógena	Exogeneidade forte
LSELIC	LEINFLACAO causa LSELIC	Exógena	Exogeneidade fraca

FONTE: Elaboração própria. Resultado do Eviews.

Em conjunto, os testes indicam que as variáveis que compõem a equação da taxa de inflação são fracamente exógenas.

Quanto à equação da expectativa de inflação, a taxa de juros mantém uma relação de exogeneidade fraca em relação à inflação esperada. O teste de causalidade de Granger simples diz que a taxa de juros é Granger-causada pelas expectativas de inflação. O mesmo resultado foi encontrado no teste de causalidade em bloco apresentada na Tabela (16). Logo, por estes testes, a taxa de juros não é determinada exogenamente pelo Banco Central, ao contrário, as expectativas do mercado influenciam as decisões da autoridade monetária. Entretanto, o teste de Engle, Hendry e Richards (1983) diz que a taxa de juros é exógena em relação à expectativa de inflação, ou seja, a taxa de juros precede à inflação esperada.

Diante desses resultados, pode-se concluir que a taxa de juros é fracamente exógena em relação às expectativas de inflação. Em outras palavras, o instrumento de política monetária é afetado pelas expectativas mas também consegue afetá-las.

3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo deste capítulo, foram analisadas as interações empíricas entre o instrumento de política monetária, a taxa de inflação, as expectativas de inflação e o hiato esperado do produto, sob os fundamentos do núcleo da macroeconomia chamado de novo consenso.

Os resultados encontrados com a estimação do modelo VAR apontam que a taxa de juros é uma variável importante na explicação dos movimentos da taxa de inflação e nos movimentos das expectativas de inflação. Da mesma forma, a análise indicou que a taxa de inflação e as expectativas são importantes para os movimentos da taxa de juros.

As funções impulso-resposta mostraram que a taxa de juros nominal de curto prazo é elevada em resposta a choques negativos na taxa de inflação ou na inflação esperada. Ou seja, a política monetária responde aos choques que possam impedir o cumprimento da meta de inflação.

Não obstante, a resposta da taxa de inflação aos choques na taxa de juros não parece estar de acordo com o esperado pela teoria. Espera-se que uma elevação da taxa de juros consiga reduzir a taxa de inflação. Entretanto, os choques na taxa de juros estão alterando a taxa de inflação na mesma direção.

Quando a taxa de juros aumenta, a taxa de inflação primeiro se eleva, para então ser gradativamente reduzida a partir do sexto mês. Esse resultado pode ser consequência da ação *forward-looking* da política monetária. Sob metas de inflação e de acordo com o novo consenso, a atuação do Banco Central deve se guiar pelos desvios das expectativas de inflação em relação às metas. Quando o Banco Central percebe que a meta não será cumprida, o instrumento de política é ajustado para que as expectativas de inflação sejam reduzidas. A taxa de inflação reflete as decisões de preços anteriores à alteração da taxa de juros. Em função das rigidezes de preços, leva tempo até que os efeitos da política monetária atinjam a taxa de inflação.

Em relação às expectativas de inflação, as funções impulso-resposta indicam que um choque na taxa de juros reduz a inflação esperada e a mantém abaixo do seu nível inicial por aproximadamente vinte e quatro meses. Esse resultado está de acordo

com o sugerido pelo novo consenso. A política monetária deve ser capaz de guiar as expectativas dos agentes na direção desejada pelo Banco Central.

Para confirmar a relação entre taxa de juros e a taxa de inflação e a inflação esperada, foram realizados testes de causalidade de Granger e testes de exogeneidade. O teste de causalidade de Granger demonstrou que a taxa de juros é precedida tanto pela taxa de inflação quanto pelas expectativas de inflação. Além disso, a taxa de inflação também é precedida pela taxa de juros, mas a inflação esperada não.

No entanto, os testes de exogeneidade indicaram que a taxa de juros é fracamente exógena em relação à taxa de inflação e às expectativas de inflação. Em outras palavras, a taxa de juros é afetada por essas variáveis, mas também consegue influenciá-las.

Dessa maneira, pode-se concluir que a interação entre mercado e Banco Central prevista pelo novo consenso ocorre na economia brasileira. Contudo, o mercado parece ter mais influência sobre as ações de política monetária do que o contrário, já que a relação de exogeneidade encontrada entre a taxa de juros e as expectativas de inflação é uma relação fraca.

Quanto ao hiato do produto, este não se mostrou significativo e foi retirado do VAR, ficando apenas o hiato esperado do produto. No entanto, o hiato esperado também não se mostrou significativo para explicar os movimentos das demais variáveis. Da mesma forma, na estimação do modelo VAR, as variáveis LIPCA, LEINFLACAO e LSELIC não se mostraram significativas para explicar a equação do hiato esperado. Em função disso, a função impulso-resposta da variável LEHIATO não foi apresentada.

Adicionalmente, o teste de causalidade de Granger mostrou que o hiato esperado não é independente de nenhuma das variáveis incluídas no modelo, já que não as precede. Contudo, este teste também mostrou que o hiato esperado do produto é precedido pela taxa de juros.

Portanto, embora não se tenha estimado uma regra de Taylor para a economia brasileira, pode-se dizer que a taxa de juros responde à taxa de inflação e às expectativas de inflação. No entanto, as expectativas de inflação são apenas fracamente afetadas pela taxa de juros, indicando que o mercado tem papel

significativo na atuação do Banco Central. Quanto ao produto, não há indicações de que a taxa de juros responda às alterações no hiato esperado do produto, ou seja, o nível de atividade não é uma variável relevante para direcionar as escolhas de política monetária. Ao contrário, a ação do Banco Central afeta o nível de atividade econômica, já que o produto esperado é precedido pelas mudanças na taxa de juros.

4 CONCLUSÕES

Neste trabalho foram apresentados os fundamentos teóricos do núcleo macroeconômico que está sendo chamado de novo consenso. Na verdade, trata-se de um núcleo central da macroeconomia cujos princípios são aceitos tanto por economistas acadêmicos quanto pelos executores da política monetária.

O modelo estrutural do novo consenso diz que a taxa de juros nominal de curto prazo é o único instrumento à disposição do Banco Central para alcance e manutenção da estabilidade de preços. Este modelo ainda atribui um importante papel às expectativas formadas pelos agentes econômicos. Essas expectativas são fundamentais nas decisões de preços. Dessa forma, para que a meta de inflação possa ser cumprida, a taxa de juros deve ser capaz de influenciar as expectativas de inflação e de crescimento do produto dos agentes.

Em termos microeconômicos, o modelo diz que a política monetária mantém a estabilidade de preços ancorando as expectativas dos *markups* futuros à taxa de maximização dos lucros e, assim, evitando o desejo das firmas de aumentarem seus preços

A regra de política monetária proposta pelo novo consenso diz que a taxa de juros deve reagir às expectativas de inflação, aos desvios do produto do seu nível potencial e aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta. É de se esperar então, que haja uma relação de *feedback* entre mercado e Banco Central, ou seja, as expectativas do mercado influenciam as decisões do Banco Central, porém, a atuação do Banco Central deve ser capaz de indicar ao mercado a direção a ser seguida. Ou ainda, a política monetária deve direcionar as expectativas em convergência com a meta de inflação.

Com base no argumento de que a atuação do Banco Central do Brasil está fundamentada nos preceitos do novo consenso, o objetivo principal do trabalho foi verificar a relação existente entre taxa de juros, inflação e expectativas de inflação, para o período posterior à introdução do regime de metas de inflação na economia brasileira. Em outras palavras, pretendia-se verificar se a taxa de juros estava sendo

capaz de afetar as expectativas de inflação, ou se o Banco Central estava simplesmente conduzindo a política monetária na direção desejada pelo mercado.

Os resultados encontrados a partir da análise econométrica indicam que o instrumento de política monetária no Brasil é afetado tanto pela taxa de inflação quanto pelas expectativas de inflação. O Banco Central reage ao aumento na taxa de inflação e na inflação esperada elevando a taxa de juros de curto prazo.

O teste de Causalidade de Granger demonstrou que a taxa de inflação é precedida pela expectativa de inflação, mas que a taxa de juros definida pelo Banco Central não antecede às expectativas do mercado.

O teste de exogeneidade, por sua vez, indicou que a taxa de juros é fracamente exógena em relação à inflação e à inflação esperada. Ou seja, há algum grau de exogeneidade da taxa de juros em relação às expectativas. De acordo com esse resultado, pode-se concluir que, embora seja influenciada pelas expectativas, a taxa de juros também está sendo capaz de afetá-las.

Portanto, os resultados estão indicando que o mercado tem tido papel significativo na conduta do Banco Central, podendo estar direcionando a política monetária. Como observado no primeiro capítulo, ao invés de uma política monetária exógena, fixada por um banco central independente, que decide soberanamente sobre o nível da taxa de juros, observa-se uma política endógena, que segue a situação macroeconômica vigente e às expectativas do mercado financeiro.

Este resultado, de certa forma, está de acordo com o novo consenso. Ou seja, prega-se que o Banco Central deve trabalhar com o mercado, e não contra ele, evitando surpresas com ações inesperadas e a criação de um ambiente de instabilidade. Isso, no entanto, pode levar ao dilema de política monetária apresentado por Le Heron (2003). Para evitar esse problema, o Banco Central deve utilizar sua própria previsão de inflação e não as previsões do mercado.

Outro resultado encontrado pelo teste de Causalidade de Granger é que a taxa de juros precede ao hiato esperado do produto. Em outras palavras, no curto prazo, a política monetária está afetando negativamente o nível de atividade econômica.

A política monetária seguida pelo Banco Central do Brasil está coerente com o objetivo de garantir a estabilidade de preços. Os custos dessa política para a economia

brasileira, no entanto, têm sido elevados tanto para o setor público quanto para o setor privado. Embora a política monetária não seja capaz de sustentar um nível de produto acima do seu nível potencial indefinidamente, ela é capaz de afetar as variáveis reais no curto prazo, impondo restrições ao crescimento econômico. De fato, há muitas críticas quanto ao patamar em que se encontra o nível da taxa de juros brasileira.

Não se deve atribuir à política monetária uma tarefa que ela não é capaz de cumprir. Ou seja, não se pode esperar que essa política seja capaz de sustentar o crescimento econômico tão almejado pelos brasileiros. Dessa forma, paralelamente à política de taxa de juros, deve-se trabalhar com políticas estruturais que permitam ao setor produtivo elevar o nível de produto natural da economia e retire os gargalos que impedem o atendimento de uma demanda mais elevada. Como exemplos, cita-se a política industrial, a política comercial, a política tributária e fiscal.

Quanto ao patamar em que se encontra a taxa de juros no Brasil, são necessários estudos mais aprofundados que indiquem qual deve ser a exata intensidade de reação da taxa de juros em relação à taxa de inflação, além de uma discussão detalhada a respeito de qual deve ser a meta de inflação a ser buscada pelo Banco Central brasileiro.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, C. H. V.; AREOSA, M. B. M.; GUILLÉN, O. T. de C. **Estimating potential output and the output gap for Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2004.

ARESTIS, P.; SAWYER, M. **Can Monetary Policy Affect The Real Economy? Working Paper Series**, Annandale-on-Hudson, Nova York: The Levy Economics Institute, n. 355, 2002.

ARESTIS, P.; SAWYER, M. The nature and role of monetary policy when money is endogenous. **Working Paper Series**, Annandale-on-Hudson, Nova York: The Levy Economics Institute, n. 374, mar. 2003a.

ARESTIS, P.; SAWYER, M. Inflation Targeting: a critical appraisal. **Working Paper Series**, Annandale-on-Hudson, Nova York: The Levy Economics Institute, n. 388, set. 2003b.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação. Junho 1999.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim Anual do Banco Central do Brasil. 2000.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim Anual do Banco Central do Brasil. 2002.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim Anual do Banco Central do Brasil. 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação. Dezembro 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação. Junho 2005.

BARBOSA FILHO, N. H. **Estimating Potential Output**: a survey of the alternative methods and their applications to Brazil. Texto para Discussão n. 1092. Brasília: IPEA, 2005.

BARCELLOS NETO, P. C. F de. **Estimando uma regra de Taylor para o sistema de metas de inflação brasileiro**. I Prêmio Banco Central de Monografias em Política Monetária, 2003. Disponível em <<http://www.bancocentral.gov.br>> Acesso em 25.01.2006.

BARRO, R. J. Novos-clássicos e keynesianos, ou os mocinhos e os bandidos. **Revista de Literatura Econômica**, IPEA/ANPEC, número especial, junho 1992.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 1079, fevereiro 1983.

BATISTA Jr., O Plano Real à luz da experiência mexicana e argentina. **Estudos Avançados**, v. 10, n. 28, p. 129-197, set./dez. 1996.

BAUMANN, R. O Brasil nos anos 1990: uma economia em transição. In: BAUMANN, R. et. al. (Org.). **Brasil: uma década em transição**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

BEKAERT, G.; CHO, S.; MORENO, A. New-keynesian macroeconomics and the term structure. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 11340, maio 2005.

BERNANKE, B. S. Friedman's monetary framework: some lessons. In: The legacy of Milton an Rose Friedman's Free to Choose: economic liberalism at the turn of the 21st. century. Dallas: Federal Reserve Bank of Dallas, outubro 2003.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 6455, março 1998.

BIERENS, H. J. **Var models with exogenous variable**. Fevereiro 2004. Disponível em: <http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EasyRegTours/VAR_Tourfiles/VARX.PDF> Acesso em 05.02.2006.

BLANCHARD, O. J. Is There a Core of Usable Macroeconomics? **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 244-246, maio 1997.

BLANCHARD, O. J. A história da Macroeconomia. In: _____. **Macroeconomia: teoria e prática política**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

BLANCHARD, O. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 10389, março 2004.

BLINDER, A S. Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 240-243, maio 1997.

BLINDER, A. S. **Bancos centrais: teoria e prática**. São Paulo: Ed. 34, 1999.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. Implementing inflation targeting in Brazil. **Working Papers Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 01, jul. 2000.

BOGDANSKI, J. et al. Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality. **Working Papers Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 24, ago. 2001.

BORDO, M. D. Explorations in monetary history: a survey of the literature. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 1821, janeiro 1986.

BORDO, M. D.; SCHWARTZ, A. J. IS-LM and Monetarism. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 9713, maio 2003.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 3 (87), jul./set. 2002.

CALVO, G. Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n.2, p. 383-98, 1983.

CARDOSO, E. A crise monetária no Brasil: migrando da âncora cambial para o regime flexível. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 21, n. 3 (83), p. 146-167, jul./set. 2001.

CARNEIRO, D. D. Crescimento mundial: expectativas e incertezas. **Carta Econômica Galanto**, janeiro 2000a.

CARNEIRO, D. D. Inflation targeting in Brazil: what difference does a year make? **Texto para Discussão**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, Departamento de Economia, n. 429, ago. 2000b.

CARNEIRO, D. D. Reservas cambiais e taxas de juros no Brasil. **Carta Econômica Galanto**, out. 2000c.

CARNEIRO, D. D.; DUARTE, P. G. Inércia de juros e regras de Taylor: explorando as funções de resposta a impulso em um modelo de equilíbrio geral com parâmetros estilizados para o Brasil. **Texto para Discussão**. Rio de Janeiro: PUC Rio, Departamento de Economia, n. 450, dezembro 2001.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. Juros e câmbio: haverá combinações de instrumentos menos desgastantes para as metas de inflação? **Texto para Discussão**. Rio de Janeiro: PUC Rio, Departamento de Economia, n. 435, dezembro 2000.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. Dominância fiscal e desgaste do instrumento único de política monetária no Brasil. **Texto para Discussão**. Rio de Janeiro: Instituto de Estudos de Política Econômica Casa das Garças, n. 7, maio 2005.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: a new keynesian perspective. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 7147, maio 1999.

COPOM. Notas da 32ª reunião do Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil, janeiro 1999a.

COPOM. Notas da 33ª reunião do Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil, março 1999b.

DATHEIN, R. **O crescimento do desemprego nos países desenvolvidos e sua interpretação pela teoria econômica**: as abordagens neoclássica, keynesiana e schumpeteriana. Campinas, 2000. Tese (Doutorado em Economia) - Instituto de Economia, UNICAMP.

DELFIM, NETTO, A. Sobre as metas inflacionárias. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 3, n. 3, p. 357-382, jul./set. 1999.

ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, p. 277-304, 1983.

FACHADA, P. Inflation targeting in Brazil: reviewing two years of monetary policy 1999/00. **Working Papers Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 25, ago. 2001.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 10390, março 2004.

FERREIRA, T. P.; PETRASSI, M. B. S. Regime de metas para a inflação: resenha sobre a experiência internacional. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 30, nov. 2002.

FIGUEIREDO, L. F., FACHADA, P.; GOLDENSTEIN, S. Monetary policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations. **Working Papers Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 37, mar. 2002.

FISCHER, S. Rules Versus Discretion in Monetary Policy. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 2518, fev. 1988.

FRIEDMAN, B. M. The LM curve: a not-so-fond farewell. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 10123, nov. 2003.

FRIEDMAN, M. O papel da política monetária. **In**: SHAPIRO, E. (Org.). Análise macroeconômica: leituras selecionadas. São Paulo: Atlas, p. 417- 433.

GOLDFAJN, I. Qual é a atual política de juros do BC? **Carta Econômica Galanto**, agosto 2000.

GOLDFAJN, L.; WERLANG, S. R. C. The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study. **Working Paper**, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, n. 423, 2000.

GOODFRIEND, M. Monetary Policy in the New Neoclassical Synthesis: a Primer. **Economic Quartely**, Federal Reserve Bank of Richmond, v. 90/3, summer 2004.

GOODFRIEND, M. The Monetary Policy Debate Since October 1979: Lessons for Theory and Practice. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, mar./abril, parte 2, p. 243-262, 2005.

GOODFRIEND, M.; KING, R. G. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. **In**: BERNANKE, B.; ROTEMBERG, J. NBER Macroeconomics Annual, 1997.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

GUIMARÃES, P. W. **A lei Kaldor-Verdoorn na economia brasileira**. Piracicaba, 2002. 113 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

IPEADATA. Indicadores Macroeconômicos. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>> Acesso em: 05 jun. 2005.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4. ed. Singapore: McGraw-Hill, 1997.

KERR, W.; KING, R. G. Limits on Interest Rate Rules in the IS model. **Economy Quartely**, Federal Reserve Bank of Richmond, v. 82/2, spring 1996.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. São Paulo: Atlas, 1982.

KUTTNER, K. N.; MOSSER, P. C. The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions. **Economic Policy Review**, Federal Reserve Bank of New York, maio 2002.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economic**, n. 3, v. 85, 1977.

LE HERON, E. A New Consensus on Monetary Policy? **Brazilian Journal of Political Economy**, Rio de Janeiro, v. 23. n. 4 (92), out./dez. 2003.

LUCAS Jr., R. Expectations and the Neutrality of Money. **Journal of Economic Theory**, n. 4, 1972.

LUCAS Jr., R. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. **The American Economic Review**, junho 1973.

MACKLEEN, T. Summary of the conference on Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy, Bank of Canada, may 1997. Disponível em <<http://www.bankofcanada.ca>> Acesso em 25.01.06.

MANKIWI, N. G. A quick refresher course in macroeconomics. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 3256, fev. 1990.

MANKIWI, N. G. The Reincarnation of Keynesian Economics. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 3885, out. 1991.

MANKIWI, N. G. The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. Mimeo. **Harvard University**, agosto 2000.

McCALLUM, B. T. Recent developments in monetary policy analysis: the roles of theory and evidence. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 7088, abril 1999.

McCALLUM, B. T. Monetary Policy Analysis in Models Without Money. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 8174, março 2001.

McCALLUM, B. T.; NELSON, E. Timeless Perspective versus Discretionary Monetary Policy in Forward-Looking Models. **Review**, St. Louis: Federal Reserve Bank of St. Louis, n. 86 (2), p. 43-56, mar./abr. 2004.

MENDONÇA, H. F. de. A teoria da credibilidade da política monetária. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 22, n. 3 (87), p. 46-64, jul./set. 2002.

MEYER, L. H. Does money matter? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, p. 01-15, set./out. 2001.

MINELLA, A. et al. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges. **Working Paper**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 53, nov. 2002.

MINELLA, A. et al. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Working Paper**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 77, jul. 2003.

MISHKIN, F. S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 5464, fevereiro 1996.

MISHKIN, F. S. The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 8617, dezembro 2001.

MONETARY POLICY COMMITTEE. **The transmission mechanism of monetary policy**. London: Bank of England, 1999.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. Inflação e estabilização: algumas lições da experiência brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 53, n. 1, p. 3-40, jan./mar. 1999^a.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. Câmbio flutuante, inflação e crescimento econômico. In: VELLOSO, J. P. R. (Org.). **A crise mundial e a nova agenda de crescimento**. Rio de Janeiro: José Olympio Editora, 1999b. p. 174-192.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. Globalização, fluxos de capitais e regimes cambiais: reflexões sobre o Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 5-26, jan./mar. 2000.

PELÁEZ, C. M.; SUZIGAN, W. **Economia monetária: teoria, política e evidência empírica**. São Paulo: Atlas, 1978.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, p. 335-346, 1988.

PLOSSER, C. I. Understanding real business cycles. **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 3, p. 51-77, summer1989.

RAMOS, A. P. A política fiscal do Plano Real e o ajuste fiscal para 1999/2001. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 21, n. 4 (84), out./dez. 2001.

RIGOLON, F.; GIAMBIAGI, F. A atuação do banco central em uma economia estabilizada: é desejável adotar metas inflacionárias no Brasil? **Ensaio BNDES**, Rio de Janeiro, n. 7, abril 1998.

ROMER, D. Keynesian Macroeconomics Without the LM Curve. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 7461, jan. 2000.

ROTEMBERG, J. J.; WOODFORD, M. An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version. **NBER Technical Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 233, maio 1998.

SARGENT, T.J. Rational expectations, the real rate of interest, and the natural rate of unemployment. **Brooking Papers on Economic Activity**, 1973.

SARGENT, T.; WALLACE, N. Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. **Journal of Political Economy**, p. 241-254, abril 1975.

SARGENT, T. J., WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, 1981.

SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. **European Economic Review**, n. 41, p. 1111-1146, 1997.

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference on Public Policy**, n. 39, p.195-214, 1993.

TAYLOR, J. B. A core of practical macroeconomics. **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 233-235, maio 1997.

TAYLOR, J. B. Five Things We Know for Sure. **Hoover Digest**, n. 3, 1998.

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

THIESSEN, G. **Can a bank change?** The evolution of monetary policy at the Bank of Canada 1935-2000. Lecture by Gordon Thiessen, Governor of the Bank of Canada to the Faculty of Social Science University of Western Ontario, Outubro, 2000.

TORRES, M. J. R. **Operacionalidade da política monetária no Brasil**. São Paulo, 1999. 181 f. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade de Campinas.

TORRES, M. J. R. Operacionalidade da política monetária e formação da taxa de juros. In: COSTA, F. N. da. **Economia monetária e financeira: uma abordagem pluralista**. São Paulo: Makron Books, 1999b. p. 191-214.

ANEXOS

Resultados do Eviews

ANEXO 1 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF) VARIÁVEL LIPCA.....	139
ANEXO 2 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP) VARIÁVEL LIPCA.....	140
ANEXO 3–	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER-GLS (DF-GLS) VARIÁVEL LIPCA.....	141
ANEXO 4 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF) VARIÁVEL LEINFLACAO.....	142
ANEXO 5 -	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP) VARIÁVEL LEINFLACAO.....	143
ANEXO 6–	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER-GLS (DF-GLS) VARIÁVEL LEINFLACAO.....	144
ANEXO 7–	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF) VARIÁVEL LHIATO.....	145
ANEXO 8–	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP) VARIÁVEL LHIATO.....	146
ANEXO 9–	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER (DF-GLS) VARIÁVEL LHIATO.....	147
ANEXO 10–	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF) VARIÁVEL LEHIATO.....	148
ANEXO 11 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP) VARIÁVEL LEHIATO.....	149
ANEXO 12 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER (DF-GLS) VARIÁVEL LEHIATO.....	150
ANEXO 13 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF) VARIÁVEL LSELIC.....	151
ANEXO 14 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP) VARIÁVEL LSELIC.....	152
ANEXO 15 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER-GLS (DF-GLS) VARIÁVEL LSELIC.....	153
ANEXO 16 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF) VARIÁVEL LJREAIS.....	154
ANEXO 17 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP) VARIÁVEL LJREAIS.....	155
ANEXO 18 –	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER-GLS (DF-GLS) VARIÁVEL LJREAIS.....	156
ANEXO 19 -	TESTE DO CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE DEFASAGENS E TESTE DE WALD PARA EXCLUSÃO DE DEFASAGENS.....	157
ANEXO 20 –	TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER SIMPLES.....	158
ANEXO 21 -	ESTIMATIVA DO MODELO VAR: FORMA REDUZIDA.....	161
ANEXO 22 –	TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS.....	163
ANEXO 23 -	TESTES DE EXOGENEIDADE.....	164

ANEXO 1 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED
DICKEY-FULLER (ADF) VARIÁVEL LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.754619	0.0698
Test critical values:		
1% level	-3.520307	
5% level	-2.900670	
10% level	-2.587691	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LIPCA)

Method: Least Squares

Date: 02/11/06 Time: 13:46

Sample (adjusted): 1999M08 2005M10

Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIPCA(-1)	-0.064474	0.023406	-2.754619	0.0074
D(LIPCA(-1))	0.665706	0.073357	9.074935	0.0000
C	-0.164039	0.059677	-2.748794	0.0076
R-squared	0.554007	Mean dependent var		0.004416
Adjusted R-squared	0.541619	S.D. dependent var		0.092627
S.E. of regression	0.062712	Akaike info criterion		-2.661343
Sum squared resid	0.283163	Schwarz criterion		-2.568643
Log likelihood	102.8004	F-statistic		44.71884
Durbin-Watson stat	1.698892	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO 2 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON
(PP) VARIÁVEL LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.992851	0.0401
Test critical values:		
1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.008786
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.025617

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LIPCA)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 13:56
Sample (adjusted): 1999M07 2005M10
Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIPCA(-1)	-0.090646	0.033722	-2.688060	0.0089
C	-0.221855	0.086409	-2.567514	0.0123
R-squared	0.088958	Mean dependent var		0.008562
Adjusted R-squared	0.076647	S.D. dependent var		0.098854
S.E. of regression	0.094990	Akaike info criterion		-1.844126
Sum squared resid	0.667710	Schwarz criterion		-1.782791
Log likelihood	72.07680	F-statistic		7.225665
Durbin-Watson stat	0.535775	Prob(F-statistic)		0.008873

ANEXO 3 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER-GLS (DF-GLS) VARIÁVEL LIPCA

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.151413
Test critical values: 1% level	-2.596586
5% level	-1.945260
10% level	-1.613912

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 02/11/06 Time: 14:00

Sample (adjusted): 1999M09 2005M10

Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.014603	0.012683	-1.151413	0.2534
D(GLSRESID(-1))	0.824275	0.114793	7.180520	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.204295	0.108013	-1.891394	0.0627
R-squared	0.508468	Mean dependent var		0.001513
Adjusted R-squared	0.494622	S.D. dependent var		0.089760
S.E. of regression	0.063810	Akaike info criterion		-2.626107
Sum squared resid	0.289095	Schwarz criterion		-2.532699
Log likelihood	100.1659	Durbin-Watson stat		1.960547

ANEXO 4 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER
(ADF) VARIÁVEL LEINFLACAO

Null Hypothesis: LEINFLACAO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.234220	0.0219
Test critical values: 1% level	-3.522887	
5% level	-2.901779	
10% level	-2.588280	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LEINFLACAO)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 14:13
Sample (adjusted): 1999M10 2005M10
Included observations: 73 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEINFLACAO(-1)	-0.105743	0.032695	-3.234220	0.0019
D(LEINFLACAO(-1))	0.949367	0.109784	8.647575	0.0000
D(LEINFLACAO(-2))	-0.498745	0.140326	-3.554181	0.0007
D(LEINFLACAO(-3))	0.334662	0.114918	2.912176	0.0049
C	-0.290882	0.089229	-3.259948	0.0017
R-squared	0.573221	Mean dependent var		-0.006874
Adjusted R-squared	0.548117	S.D. dependent var		0.083169
S.E. of regression	0.055908	Akaike info criterion		-2.864190
Sum squared resid	0.212547	Schwarz criterion		-2.707309
Log likelihood	109.5429	F-statistic		22.83328
Durbin-Watson stat	2.000504	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO 5 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON
(PP) VARIÁVEL LEINFLACAO

Null Hypothesis: LEINFLACAO has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.139677	0.2301
Test critical values:		
1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.006513
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.015314

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LEINFLACAO)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 14:35
Sample (adjusted): 1999M07 2005M10
Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEINFLACAO(-1)	-0.049724	0.040554	-1.226118	0.2240
C	-0.140711	0.110935	-1.268407	0.2086
R-squared	0.019911	Mean dependent var		-0.005179
Adjusted R-squared	0.006667	S.D. dependent var		0.082061
S.E. of regression	0.081787	Akaike info criterion		-2.143441
Sum squared resid	0.494991	Schwarz criterion		-2.082106
Log likelihood	83.45077	F-statistic		1.503366
Durbin-Watson stat	0.703565	Prob(F-statistic)		0.224042

ANEXO 6 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER-GLS (DF-GLS) VARIÁVEL LEINFLACAO

Null Hypothesis: LEINFLACAO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-3.202506
Test critical values: 1% level	-2.597025
5% level	-1.945324
10% level	-1.613876

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
 Dependent Variable: D(GLSRESID)
 Method: Least Squares
 Date: 02/11/06 Time: 14:42
 Sample (adjusted): 1999M10 2005M10
 Included observations: 73 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.104040	0.032487	-3.202506	0.0021
D(GLSRESID(-1))	0.953049	0.109261	8.722686	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.499552	0.139810	-3.573064	0.0006
D(GLSRESID(-3))	0.335359	0.114495	2.929017	0.0046
R-squared	0.570094	Mean dependent var		-0.006874
Adjusted R-squared	0.551402	S.D. dependent var		0.083169
S.E. of regression	0.055704	Akaike info criterion		-2.884285
Sum squared resid	0.214104	Schwarz criterion		-2.758780
Log likelihood	109.2764	Durbin-Watson stat		1.996685

ANEXO 7 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER
(ADF) VARIÁVEL LHIATO

Null Hypothesis: LHIATO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.640625	0.0070
Test critical values: 1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LHIATO)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 15:02
Sample (adjusted): 1999M07 2005M10
Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LHIATO(-1)	-0.308625	0.084773	-3.640625	0.0005
C	1.421145	0.390404	3.640191	0.0005
R-squared	0.151903	Mean dependent var		-0.000136
Adjusted R-squared	0.140442	S.D. dependent var		0.025289
S.E. of regression	0.023446	Akaike info criterion		-4.642274
Sum squared resid	0.040679	Schwarz criterion		-4.580939
Log likelihood	178.4064	F-statistic		13.25415
Durbin-Watson stat	2.277035	Prob(F-statistic)		0.000501

ANEXO 8 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP)

VARIÁVEL LHIATO

Null Hypothesis: LHIATO has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.438947	0.0125
Test critical values:		
1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000535
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000458

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LHIATO)

Method: Least Squares

Date: 02/11/06 Time: 15:03

Sample (adjusted): 1999M07 2005M10

Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LHIATO(-1)	-0.308625	0.084773	-3.640625	0.0005
C	1.421145	0.390404	3.640191	0.0005
R-squared	0.151903	Mean dependent var		-0.000136
Adjusted R-squared	0.140442	S.D. dependent var		0.025289
S.E. of regression	0.023446	Akaike info criterion		-4.642274
Sum squared resid	0.040679	Schwarz criterion		-4.580939
Log likelihood	178.4064	F-statistic		13.25415
Durbin-Watson stat	2.277035	Prob(F-statistic)		0.000501

ANEXO 9 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER (DF-GLS)
VARIÁVEL LHIATO

Null Hypothesis: LHIATO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-3.066357
Test critical values:	
1% level	-2.595745
5% level	-1.945139
10% level	-1.613983

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
Dependent Variable: D(GLSRESID)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 15:04
Sample (adjusted): 1999M07 2005M10
Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.224407	0.073184	-3.066357	0.0030
R-squared	0.111375	Mean dependent var		-0.000136
Adjusted R-squared	0.111375	S.D. dependent var		0.025289
S.E. of regression	0.023839	Akaike info criterion		-4.621910
Sum squared resid	0.042623	Schwarz criterion		-4.591242
Log likelihood	176.6326	Durbin-Watson stat		2.374415

ANEXO 10 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF) VARIÁVEL LEHIATO

Null Hypothesis: LEHIATO has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.676595	0.0828
Test critical values:		
1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LEHIATO)

Method: Least Squares

Date: 02/11/06 Time: 15:07

Sample (adjusted): 1999M07 2005M10

Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEHIATO(-1)	-0.153039	0.057177	-2.676595	0.0092
C	0.704989	0.263309	2.677416	0.0091
R-squared	0.088268	Mean dependent var		0.000219
Adjusted R-squared	0.075947	S.D. dependent var		0.006179
S.E. of regression	0.005940	Akaike info criterion		-7.388303
Sum squared resid	0.002611	Schwarz criterion		-7.326968
Log likelihood	282.7555	F-statistic		7.164159
Durbin-Watson stat	1.886161	Prob(F-statistic)		0.009154

ANEXO 11 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP)

VARIÁVEL LEHIATO

Null Hypothesis: LEHIATO has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.783425	0.0654
Test critical values:		
1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	3.44E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.90E-05

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LEHIATO)

Method: Least Squares

Date: 02/11/06 Time: 15:08

Sample (adjusted): 1999M07 2005M10

Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEHIATO(-1)	-0.153039	0.057177	-2.676595	0.0092
C	0.704989	0.263309	2.677416	0.0091
R-squared	0.088268	Mean dependent var		0.000219
Adjusted R-squared	0.075947	S.D. dependent var		0.006179
S.E. of regression	0.005940	Akaike info criterion		-7.388303
Sum squared resid	0.002611	Schwarz criterion		-7.326968
Log likelihood	282.7555	F-statistic		7.164159
Durbin-Watson stat	1.886161	Prob(F-statistic)		0.009154

ANEXO 12 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER
(DF-GLS) VARIÁVEL LEHIATO

Null Hypothesis: LEHIATO has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.600042
Test critical values: 1% level	-2.595745
5% level	-1.945139
10% level	-1.613983

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
Dependent Variable: D(GLSRESID)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 15:10
Sample (adjusted): 1999M07 2005M10
Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.065349	0.040842	-1.600042	0.1138
R-squared	0.031780	Mean dependent var		0.000219
Adjusted R-squared	0.031780	S.D. dependent var		0.006179
S.E. of regression	0.006080	Akaike info criterion		-7.354506
Sum squared resid	0.002773	Schwarz criterion		-7.323839
Log likelihood	280.4712	Durbin-Watson stat		1.937748

ANEXO 13 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER
(ADF) VARIÁVEL LSELIC

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.424193	0.0131
Test critical values:		
1% level	-3.521579	
5% level	-2.901217	
10% level	-2.587981	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LSELIC)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 16:36
Sample (adjusted): 1999M09 2005M10
Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LSELIC(-1)	-0.085816	0.025062	-3.424193	0.0010
D(LSELIC(-1))	0.428523	0.105548	4.059976	0.0001
D(LSELIC(-2))	0.355191	0.106775	3.326536	0.0014
C	-0.143909	0.042120	-3.416634	0.0011
R-squared	0.486224	Mean dependent var		-0.000351
Adjusted R-squared	0.464205	S.D. dependent var		0.039237
S.E. of regression	0.028720	Akaike info criterion		-4.209873
Sum squared resid	0.057741	Schwarz criterion		-4.085329
Log likelihood	159.7653	F-statistic		22.08207
Durbin-Watson stat	1.921120	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO 14 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP)
VARIÁVEL LSELIC

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.221416	0.2006
Test critical values:		
1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001511
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.004586

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LSELIC)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 16:38
Sample (adjusted): 1999M07 2005M10
Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LSELIC(-1)	-0.044965	0.032686	-1.375658	0.1731
C	-0.076599	0.054910	-1.394975	0.1672
R-squared	0.024936	Mean dependent var		-0.001317
Adjusted R-squared	0.011759	S.D. dependent var		0.039624
S.E. of regression	0.039390	Akaike info criterion		-3.604632
Sum squared resid	0.114818	Schwarz criterion		-3.543297
Log likelihood	138.9760	F-statistic		1.892435
Durbin-Watson stat	0.801573	Prob(F-statistic)		0.173077

ANEXO 15 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKY-FULLER-GLS
(DF-GLS) VARIÁVEL LSELIC

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-3.027547
Test critical values:	
1% level	-2.596586
5% level	-1.945260
10% level	-1.613912

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 02/11/06 Time: 16:41

Sample (adjusted): 1999M09 2005M10

Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.068792	0.022722	-3.027547	0.0034
D(GLSRESID(-1))	0.429090	0.106570	4.026366	0.0001
D(GLSRESID(-2))	0.339893	0.107344	3.166389	0.0023
R-squared	0.468739	Mean dependent var		-0.000351
Adjusted R-squared	0.453774	S.D. dependent var		0.039237
S.E. of regression	0.028999	Akaike info criterion		-4.203434
Sum squared resid	0.059706	Schwarz criterion		-4.110026
Log likelihood	158.5271	Durbin-Watson stat		1.896085

ANEXO 16 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA AUGMENTED DICKEY-FULLER
(ADF) VARIÁVEL LJREAIS

Null Hypothesis: LJREAIS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.216965	0.2021
Test critical values: 1% level	-3.520307	
5% level	-2.900670	
10% level	-2.587691	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LJREAIS)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 16:44
Sample (adjusted): 1999M08 2005M10
Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LJREAIS(-1)	-0.087703	0.039560	-2.216965	0.0298
D(LJREAIS(-1))	0.380233	0.105555	3.602215	0.0006
C	-0.184191	0.084328	-2.184208	0.0322
R-squared	0.175615	Mean dependent var		0.002317
Adjusted R-squared	0.152715	S.D. dependent var		0.067230
S.E. of regression	0.061884	Akaike info criterion		-2.687937
Sum squared resid	0.275732	Schwarz criterion		-2.595238
Log likelihood	103.7976	F-statistic		7.668895
Durbin-Watson stat	2.115225	Prob(F-statistic)		0.000957

ANEXO 17 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PHILLIPS-PERRON (PP)
VARIÁVEL LJREAIS

Null Hypothesis: LJREAIS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.246461	0.1920
Test critical values:		
1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.004560
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.008960

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LJREAIS)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 16:47
Sample (adjusted): 1999M07 2005M10
Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LJREAIS(-1)	-0.068497	0.042684	-1.604743	0.1128
C	-0.145063	0.090897	-1.595906	0.1148
R-squared	0.033630	Mean dependent var		0.000258
Adjusted R-squared	0.020571	S.D. dependent var		0.069150
S.E. of regression	0.068435	Akaike info criterion		-2.499898
Sum squared resid	0.346569	Schwarz criterion		-2.438563
Log likelihood	96.99611	F-statistic		2.575199
Durbin-Watson stat	1.218808	Prob(F-statistic)		0.112810

ANEXO 18 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER-GLS
(DF-GLS) VARIÁVEL LJREAIS

Null Hypothesis: LJREAIS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-2.089633
Test critical values: 1% level	-2.596160
5% level	-1.945199
10% level	-1.613948

*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 02/11/06 Time: 16:50

Sample (adjusted): 1999M08 2005M10

Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.072321	0.034609	-2.089633	0.0401
D(GLSRESID(-1))	0.371417	0.104743	3.545994	0.0007
R-squared	0.168120	Mean dependent var		0.002317
Adjusted R-squared	0.156724	S.D. dependent var		0.067230
S.E. of regression	0.061737	Akaike info criterion		-2.705554
Sum squared resid	0.278239	Schwarz criterion		-2.643754
Log likelihood	103.4583	Durbin-Watson stat		2.105005

ANEXO 19 - TESTE DO CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE DEFASAGENS E TESTE DE WALD PARA EXCLUSÃO DE DEFASAGENS

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LIPCA LEHIATO LEINFLACAO LSELIC

Exogenous variables: C D1102_1203

Date: 02/11/06 Time: 17:14

Sample: 1999M06 2005M10

Included observations: 71

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	382.9136	NA	3.04e-10	-10.56095	-10.30600	-10.45956
1	605.1337	406.8819	9.15e-13	-16.36996	-15.60511	-16.06581
2	670.8568	112.9325	2.27e-13	-17.77061	-16.49586*	-17.26369*
3	688.3202	28.03984	2.21e-13	-17.81184	-16.02719	-17.10214
4	709.6393	31.82863*	1.95e-13*	-17.96167*	-15.66712	-17.04920
5	723.5844	19.24807	2.14e-13	-17.90378	-15.09934	-16.78854
6	735.0203	14.49630	2.58e-13	-17.77522	-14.46087	-16.45721

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

VAR Lag Exclusion Wald Tests

Date: 02/11/06 Time: 17:15

Sample: 1999M06 2005M10

Included observations: 73

Chi-squared test statistics for lag exclusion:

Numbers in [] are p-values

	LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC	Joint
Lag 1	152.0262 [0.000000]	21.48155 [0.000254]	181.6965 [0.000000]	126.3693 [0.000000]	471.4185 [0.000000]
Lag 2	22.17452 [0.000185]	3.292143 [0.510178]	31.43516 [2.50e-06]	8.735619 [0.068058]	56.13519 [2.31e-06]
Lag 3	10.54504 [0.032182]	2.046167 [0.727268]	15.40552 [0.003930]	11.12230 [0.025223]	38.60675 [0.001239]
Lag 4	8.021219 [0.090804]	2.868190 [0.580120]	13.85779 [0.007763]	3.280115 [0.512089]	27.10639 [0.040316]
df	4	4	4	4	16

ANEXO 20 – TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER SIMPLES

Continua

20.1- Relação entre LSELIC E LIPCA

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/11/06 Time: 19:55

Sample: 1999M06 2005M10

Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LSELIC does not Granger Cause LIPCA	75	5.36238	0.00681
LIPCA does not Granger Cause LSELIC		6.05772	0.00375

Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LSELIC does not Granger Cause LIPCA	73	4.55860	0.00266
LIPCA does not Granger Cause LSELIC		4.06704	0.00533

Lags: 6			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LSELIC does not Granger Cause LIPCA	71	3.15527	0.00955
LIPCA does not Granger Cause LSELIC		2.66471	0.02367

Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LSELIC does not Granger Cause LIPCA	69	2.57530	0.01899
LIPCA does not Granger Cause LSELIC		2.14814	0.04733

20.2 – Relação entre LEINFLACAO e LSELIC

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/11/06 Time: 20:05

Sample: 1999M06 2005M10

Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LEINFLACAO does not Granger Cause LSELIC	75	4.72085	0.01193
LSELIC does not Granger Cause LEINFLACAO		0.01808	0.98209

Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LEINFLACAO does not Granger Cause LSELIC	73	2.47025	0.05337
LSELIC does not Granger Cause LEINFLACAO		0.46257	0.76291

Lags: 6			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LEINFLACAO does not Granger Cause LSELIC	71	2.26916	0.04913
LSELIC does not Granger Cause LEINFLACAO		0.81235	0.56468

Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LEINFLACAO does not Granger Cause LSELIC	69	2.79957	0.01174
LSELIC does not Granger Cause LEINFLACAO		1.36662	0.23309

ANEXO 20 – TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER SIMPLES

Continua

20.3 – Relação entre LEINFLACAO e LIPCA

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/11/06 Time: 20:14

Sample: 1999M06 2005M10

Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LEINFLACAO does not Granger Cause LIPCA	75	4.21483	0.01869
LIPCA does not Granger Cause LEINFLACAO		0.56700	0.56981
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LEINFLACAO does not Granger Cause LIPCA	73	1.91881	0.11804
LIPCA does not Granger Cause LEINFLACAO		1.16807	0.33327
Lags: 6			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LEINFLACAO does not Granger Cause LIPCA	71	1.52650	0.18572
LIPCA does not Granger Cause LEINFLACAO		1.38753	0.23507
Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LEINFLACAO does not Granger Cause LIPCA	69	2.18969	0.04333
LIPCA does not Granger Cause LEINFLACAO		1.29009	0.26917

20.4 – Relação entre LIPCA e LEHIATO

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/11/06 Time: 20:19

Sample: 1999M06 2005M10

Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LIPCA does not Granger Cause LEHIATO	75	0.62739	0.53696
LEHIATO does not Granger Cause LIPCA		0.71415	0.49314
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LIPCA does not Granger Cause LEHIATO	73	0.66101	0.62135
LEHIATO does not Granger Cause LIPCA		0.57842	0.67932
Lags: 6			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LIPCA does not Granger Cause LEHIATO	71	0.94995	0.46700
LEHIATO does not Granger Cause LIPCA		1.06250	0.39547
Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LIPCA does not Granger Cause LEHIATO	69	1.31834	0.25534
LEHIATO does not Granger Cause LIPCA		1.05403	0.40917

ANEXO 20 – TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER SIMPLES

Conclusão

20.5 – Relação entre LSELIC e LEHIATO

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/11/06 Time: 20:23

Sample: 1999M06 2005M10

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LSELIC does not Granger Cause LEHIATO	75	2.73579	0.07178
LEHIATO does not Granger Cause LSELIC		0.64936	0.52550

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LSELIC does not Granger Cause LEHIATO	73	2.17366	0.08192
LEHIATO does not Granger Cause LSELIC		1.09531	0.36654

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LSELIC does not Granger Cause LEHIATO	71	1.71127	0.13461
LEHIATO does not Granger Cause LSELIC		1.07391	0.38868

Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LSELIC does not Granger Cause LEHIATO	69	1.45003	0.19853
LEHIATO does not Granger Cause LSELIC		0.89842	0.52477

ANEXO 21 - ESTIMATIVA DO MODELO VAR: FORMA REDUZIDA

Continua

Vector Autoregression Estimates

Date: 02/11/06 Time: 20:52

Sample (adjusted): 1999M10 2005M10

Included observations: 73 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	LSELIC
LIPCA(-1)	1.334950 (0.11725) [11.3853]	0.016154 (0.01241) [1.30207]	-0.076284 (0.14031) [-0.54368]	0.207183 (0.06361) [3.25714]
LIPCA(-2)	-0.891850 (0.21366) [-4.17418]	-0.021239 (0.02261) [-0.93947]	-0.206068 (0.25568) [-0.80597]	-0.243805 (0.11591) [-2.10340]
LIPCA(-3)	0.372208 (0.21577) [1.72505]	0.021776 (0.02283) [0.95382]	0.489436 (0.25820) [1.89559]	0.192500 (0.11705) [1.64455]
LIPCA(-4)	-0.209118 (0.10684) [-1.95739]	0.000119 (0.01130) [0.01051]	-0.273377 (0.12784) [-2.13835]	-0.059866 (0.05796) [-1.03292]
LEHIATO(-1)	0.873441 (1.15585) [0.75567]	0.524127 (0.12230) [4.28559]	-0.393958 (1.38315) [-0.28483]	-0.264953 (0.62705) [-0.42254]
LEHIATO(-2)	-0.279861 (1.29946) [-0.21537]	0.073629 (0.13750) [0.53550]	0.677137 (1.55501) [0.43546]	-0.361588 (0.70496) [-0.51292]
LEHIATO(-3)	-0.789743 (1.30234) [-0.60640]	-0.020430 (0.13780) [-0.14826]	1.341250 (1.55845) [0.86063]	0.811340 (0.70652) [1.14837]
LEHIATO(-4)	0.539821 (0.96945) [0.55683]	-0.067297 (0.10258) [-0.65607]	-0.621758 (1.16009) [-0.53595]	-0.240319 (0.52592) [-0.45695]
LEINFLACAO(-1)	0.166398 (0.11934) [1.39428]	-0.001537 (0.01263) [-0.12174]	1.788616 (0.14281) [12.5242]	0.127930 (0.06474) [1.97595]
LEINFLACAO(-2)	-0.177751 (0.21532) [-0.82551]	0.028888 (0.02278) [1.26795]	-1.251384 (0.25767) [-4.85657]	-0.151273 (0.11681) [-1.29500]

ANEXO 21 - ESTIMATIVA DO MODELO VAR: FORMA REDUZIDA

	LIPCA	LEHIATO	LEINFLACAO	Conclusão LSELIC
LEINFLACAO(-3)	-0.046882 (0.21459) [-0.21847]	-0.027274 (0.02271) [-1.20120]	0.716152 (0.25679) [2.78884]	0.100403 (0.11642) [0.86245]
LEINFLACAO(-4)	0.055259 (0.11984) [0.46111]	0.018796 (0.01268) [1.48235]	-0.373918 (0.14340) [-2.60744]	-0.081902 (0.06501) [-1.25981]
LSELIC(-1)	0.148305 (0.24345) [0.60918]	0.014701 (0.02576) [0.57071]	0.254156 (0.29133) [0.87241]	1.291013 (0.13207) [9.77514]
LSELIC(-2)	-0.436051 (0.37015) [-1.17803]	-0.056919 (0.03917) [-1.45328]	-0.457554 (0.44295) [-1.03298]	-0.092704 (0.20081) [-0.46165]
LSELIC(-3)	1.071899 (0.35186) [3.04636]	0.026011 (0.03723) [0.69866]	-0.036774 (0.42106) [-0.08734]	-0.382567 (0.19089) [-2.00418]
LSELIC(-4)	-0.484215 (0.23335) [-2.07510]	-0.022774 (0.02469) [-0.92240]	0.376923 (0.27923) [1.34984]	0.052041 (0.12659) [0.41110]
C	-2.114533 (4.28747) [-0.49319]	2.287948 (0.45365) [5.04337]	-4.893430 (5.13062) [-0.95377]	0.273677 (2.32595) [0.11766]
DELEICAO	0.178636 (0.04038) [4.42429]	-0.012935 (0.00427) [-3.02761]	0.028224 (0.04832) [0.58415]	-0.052563 (0.02190) [-2.39971]
R-squared	0.981222	0.839039	0.955684	0.974061
Adj. R-squared	0.975418	0.789288	0.941986	0.966043
Sum sq. resids	0.126542	0.001417	0.181205	0.037242
S.E. equation	0.047966	0.005075	0.057399	0.026022
F-statistic	169.0541	16.86463	69.76998	121.4912
Log likelihood	128.4715	292.4379	115.3658	173.1160
Akaike AIC	-3.026616	-7.518846	-2.667555	-4.249754
Schwarz SC	-2.461845	-6.954075	-2.102784	-3.684984
Mean dependent	-2.517983	4.606297	-2.737368	-1.676856
S.D. dependent	0.305931	0.011056	0.238309	0.141212
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.00E-13		
Determinant resid covariance		3.22E-14		
Log likelihood		719.5991		
Akaike information criterion		-17.74244		
Schwarz criterion		-15.48336		

ANEXO 22 – TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 H0: residuals are multivariate normal
 Date: 02/11/06 Time: 21:58
 Sample: 1999M06 2005M10
 Included observations: 73

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.307657	1.151612	1	0.2832
2	0.265983	0.860755	1	0.3535
3	0.251767	0.771203	1	0.3798
4	0.147922	0.266217	1	0.6059
Joint		3.049786	4	0.5495

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.434072	7.458563	1	0.0063
2	2.825807	0.092294	1	0.7613
3	2.843860	0.074155	1	0.7854
4	2.301414	1.484402	1	0.2231
Joint		9.109414	4	0.0584

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	8.610175	2	0.0135
2	0.953048	2	0.6209
3	0.845358	2	0.6553
4	1.750620	2	0.4167
Joint	12.15920	8	0.1442

ANEXO 23 - TESTES DE EXOGENEIDADE

Continua

23.1 - Equação Marginal para LEINFLACAO

Dependent Variable: LEINFLACAO

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 00:18

Sample (adjusted): 1999M10 2005M10

Included observations: 73 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.290882	0.111136	-2.617356	0.0109
LEINFLACAO(-1)	1.843625	0.165799	11.11963	0.0000
LEINFLACAO(-2)	-1.448112	0.317456	-4.561612	0.0000
LEINFLACAO(-3)	0.833407	0.292072	2.853430	0.0057
LEINFLACAO(-4)	-0.334662	0.146929	-2.277712	0.0259
R-squared	0.948019	Mean dependent var		-2.737368
Adjusted R-squared	0.944962	S.D. dependent var		0.238309
S.E. of regression	0.055908	Akaike info criterion		-2.864190
Sum squared resid	0.212547	Schwarz criterion		-2.707309
Log likelihood	109.5429	F-statistic		310.0441
Durbin-Watson stat	2.000504	Prob(F-statistic)		0.000000

23.1.1 - Equação resíduos da equação condicional LIPCA contra resíduos

Equação marginal LEINFLACAO

Dependent Variable: REQCONDIPCA

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 00:22

Sample (adjusted): 1999M10 2005M10

Included observations: 73 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REQMGLEINFL	0.278023	0.071008	3.915346	0.0002
C	7.50E-16	0.004609	1.63E-13	1.0000
R-squared	0.129832	Mean dependent var		5.37E-16
Adjusted R-squared	0.117576	S.D. dependent var		0.041923
S.E. of regression	0.039381	Akaike info criterion		-3.604041
Sum squared resid	0.110112	Schwarz criterion		-3.541289
Log likelihood	133.5475	F-statistic		10.59342
Durbin-Watson stat	1.843736	Prob(F-statistic)		0.001740

ANEXO 23 - TESTES DE EXOGENEIDADE

Continua

23.2 - Equação Marginal para LEHIATO

Dependent Variable: LEHIATO

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 00:38

Sample (adjusted): 1999M10 2005M10

Included observations: 73 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.040743	0.555957	1.871983	0.0655
LEHIATO(-1)	0.861023	0.131357	6.554809	0.0000
LEHIATO(-2)	0.067289	0.099108	0.678943	0.4995
LEHIATO(-3)	-0.055172	0.093076	-0.592766	0.5553
LEHIATO(-4)	-0.099056	0.061817	-1.602390	0.1137
R-squared	0.720750	Mean dependent var		4.606297
Adjusted R-squared	0.704323	S.D. dependent var		0.011056
S.E. of regression	0.006012	Akaike info criterion		-7.324060
Sum squared resid	0.002458	Schwarz criterion		-7.167180
Log likelihood	272.3282	F-statistic		43.87726
Durbin-Watson stat	2.010547	Prob(F-statistic)		0.000000

23.2.1 - Equação resíduos da equação condicional LIPCA contra resíduos da equação marginal LEHIATO

Dependent Variable: REQCONDIPCA

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 00:40

Sample (adjusted): 1999M10 2005M10

Included observations: 73 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REQMGLEHIATO	0.783201	0.464041	1.687784	0.0958
C	9.28E-16	0.004912	1.89E-13	1.0000
R-squared	0.011914	Mean dependent var		5.37E-16
Adjusted R-squared	-0.002002	S.D. dependent var		0.041923
S.E. of regression	0.041965	Akaike info criterion		-3.476958
Sum squared resid	0.125034	Schwarz criterion		-3.414206
Log likelihood	128.9090	F-statistic		0.856119
Durbin-Watson stat	1.857880	Prob(F-statistic)		0.357961

ANEXO 23 - TESTES DE EXOGENEIDADE

Continua

23.3 - Equação Marginal para LSELIC

Dependent Variable: SELIC

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 00:30

Sample (adjusted): 1999M10 2005M10

Included observations: 73 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.430294	0.473976	3.017651	0.0036
SELIC(-1)	1.378047	0.079060	17.43035	0.0000
SELIC(-2)	0.003691	0.195450	0.018883	0.9850
SELIC(-3)	-0.609239	0.274317	-2.220933	0.0297
SELIC(-4)	0.151565	0.126816	1.195159	0.2362
R-squared	0.963558	Mean dependent var		18.89041
Adjusted R-squared	0.961415	S.D. dependent var		2.885845
S.E. of regression	0.566869	Akaike info criterion		1.768659
Sum squared resid	21.85118	Schwarz criterion		1.925540
Log likelihood	-59.55605	F-statistic		449.5009
Durbin-Watson stat	1.958949	Prob(F-statistic)		0.000000

23.3.1 - Equação dos resíduos da equação condicional LIPCA contra
resíduos da equação marginal LSELIC

Dependent Variable: REQCONDIPCA

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 00:32

Sample (adjusted): 1999M10 2005M10

Included observations: 73 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REQMGLSELIC	0.006980	0.009264	0.753407	0.4537
C	5.48E-16	0.004920	1.11E-13	1.0000
R-squared	0.008413	Mean dependent var		5.37E-16
Adjusted R-squared	-0.005553	S.D. dependent var		0.041923
S.E. of regression	0.042039	Akaike info criterion		-3.473421
Sum squared resid	0.125477	Schwarz criterion		-3.410668
Log likelihood	128.7798	F-statistic		0.602372
Durbin-Watson stat	1.917606	Prob(F-statistic)		0.440252

ANEXO 23 - TESTES DE EXOGENEIDADE

Continua

23.4 - Equação Marginal para LIPCA

Dependent Variable: LIPCA

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 00:42

Sample (adjusted): 1999M11 2005M10

Included observations: 72 after adjustments

Convergence achieved after 7 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIPCA(-1)	2.195550	0.178972	12.26759	0.0000
LIPCA(-2)	-1.965874	0.411658	-4.775509	0.0000
LIPCA(-3)	0.976266	0.378636	2.578374	0.0122
LIPCA(-4)	-0.247214	0.141388	-1.748475	0.0850
C	-0.105580	0.047436	-2.225718	0.0295
AR(1)	-0.421593	0.184472	-2.285400	0.0255
R-squared	0.963040	Mean dependent var	-2.516979	
Adjusted R-squared	0.960240	S.D. dependent var	0.307956	
S.E. of regression	0.061406	Akaike info criterion	-2.662949	
Sum squared resid	0.248869	Schwarz criterion	-2.473227	
Log likelihood	101.8662	F-statistic	343.9404	
Durbin-Watson stat	1.968543	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	-.42			

23.5 - Equação dos Resíduos da Equação Condicional LEINFLACAO Contra Resíduos da Equação Marginal LEHIATO

Dependent Variable: REQCONDEINFL

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 01:06

Sample (adjusted): 1999M10 2005M10

Included observations: 73 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REQMGLEHIATO	-0.439527	0.672887	-0.653195	0.5157
C	4.00E-16	0.005905	6.77E-14	1.0000
R-squared	0.002620	Mean dependent var	6.22E-16	
Adjusted R-squared	-0.011427	S.D. dependent var	0.050167	
S.E. of regression	0.050453	Akaike info criterion	-3.108535	
Sum squared resid	0.180731	Schwarz criterion	-3.045783	
Log likelihood	115.4615	F-statistic	0.186532	
Durbin-Watson stat	1.965340	Prob(F-statistic)	0.667127	

ANEXO 23 - TESTES DE EXOGENEIDADE

Conclusão

23.6 - Equação dos Resíduos da Equação Condicional LEINFLACAO
Contra Resíduos da Equação Marginal LIPCA

Dependent Variable: REQCONDEINFL

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 01:08

Sample (adjusted): 1999M11 2005M10

Included observations: 72 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REQMGLIPCA	0.267707	0.068086	3.931919	0.0002
C	0.000676	0.005651	0.119547	0.9052
R-squared	0.099749	Mean dependent var		0.000676
Adjusted R-squared	0.086888	S.D. dependent var		0.050184
S.E. of regression	0.047954	Akaike info criterion		-3.209767
Sum squared resid	0.160971	Schwarz criterion		-3.146526
Log likelihood	117.5516	F-statistic		7.756095
Durbin-Watson stat	1.976705	Prob(F-statistic)		0.006881

23.7 - Equação dos Resíduos da Equação Condicional LEINFLACAO Contra
Resíduos da Equação Marginal LSELIC

Dependent Variable: REQCONDEINFL

Method: Least Squares

Date: 03/01/06 Time: 01:11

Sample (adjusted): 1999M10 2005M10

Included observations: 73 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REQMGLSELIC	0.016388	0.023106	0.709260	0.4805
C	6.37E-16	0.005816	1.09E-13	1.0000
R-squared	0.032386	Mean dependent var		6.22E-16
Adjusted R-squared	0.018758	S.D. dependent var		0.050167
S.E. of regression	0.049694	Akaike info criterion		-3.138834
Sum squared resid	0.175337	Schwarz criterion		-3.076081
Log likelihood	116.5674	F-statistic		2.376372
Durbin-Watson stat	2.039819	Prob(F-statistic)		0.127629

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)