

ROBERTO SALVADOR SANTOLIN

**O SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL E SEUS
IMPACTOS NO PRODUTO E NO EMPREGO**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada para a obtenção do título de “*Magister Scientiae*”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS -BRASIL
2005

ROBERTO SALVADOR SANTOLIN

O SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL E SEUS IMPACTOS NO PRODUTO E NO EMPREGO

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada para a obtenção do título de “*Magister Scientiae*”.

APROVADA: 13 de dezembro de 2005.

Wilson da Cruz Vieira

Wagner Moura Lamounier

Marcelo José Braga

Geraldo Edmundo Silva Júnior
(Conselheiro)

José Maria da Silva Alves
(Orientador)

À minha família, na memória de meus pais e na vida do meu irmão Roger, que me deu todas as bases necessárias para que eu lutasse e nunca abaixasse a cabeça frente às dificuldades.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiro a Deus, que me deu forças e paciência para a realização deste trabalho, e também por ter providenciado que não me faltasse nada na minha caminhada no meio universitário.

Aos colegas da minha república, Galvão, João Paulo e Hygor, por todo companheirismo nas fases mais difíceis desta caminhada.

À minha namorada Rafaela pelo apoio decisivo nos momentos críticos de tomada de decisão.

Aos professores e funcionários do Departamento de Economia Rural, primeiros responsáveis por este título obtido. Em especial ao orientador José Maria e os conselheiros Geraldo Edmundo e João Eustáquio, além das valiosas contribuições dos outros membros da banca, Wilson, Marcelo e Wagner.

Aos meus irmãos do Projeto Universidades Renovadas (PUR), pela verdadeira amizade e pela paciência que tiveram comigo nestes sete anos. Em especial a Júlio, Renato, Marlysse, Paulinha e Zélia, que me ajudaram a encontrar uma razão verdadeira para lutar pelos ideais que defendemos. O meu muito obrigado a Fabiana e Ana Luiza pela grande amizade e disposição em contribuir de sobremaneira para a finalização deste trabalho.

Agradeço finalmente a Universidade Federal de Viçosa, bem como a Capes e CNPq pela concessão das bolsas, que viabilizaram a realização deste trabalho.

BIOGRAFIA

ROBERTO SALVADOR SANTOLIN, filho de Carlos Roberto Santolin e Izabel Salvador Santolin, nasceu em Castelo, ES, em 18 de janeiro de 1980.

Realizou seus estudos fundamentais, curso não-profissionalizante, no Colégio Expoente de Castelo - ES, formando-se em dezembro de 1997.

Em março de 1999 ingressou no Curso de Ciências Econômicas pelo Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV) – MG, e em janeiro de 2004 obteve o título de Bacharel.

Em fevereiro de 2004 ingressou no Curso de Mestrado em Economia Aplicada, pelo Departamento de Economia Rural da UFV, submetendo-se a defesa de tese em 13 de dezembro de 2005.

ÍNDICE

Página

LISTA DE FIGURAS	vii
LISTA DE QUADROS	ix
RESUMO	x
ABSTRACT	xii
1. INTRODUÇÃO	1
1.1 Considerações iniciais	1
1.2 O problema e sua importância	11
1.3 Objetivos	15
2. REFERENCIAL TEÓRICO	16
2.2 O modelo teórico	16
2.3 Taxa de sacrifício	23
3. METODOLOGIA	26
3.1. Procedimentos econométricos e fonte de dados	26
3.1.1 Regra de Taylor	26
3.1.2 Equilíbrio macroeconômico agregado	30
3.1.3 Lei de Okun	41
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	42
4.1 Função de reação	42
4.2 Resultados da taxa de juros sobre o hiato do produto	48
4.3. Relação entre inflação setorial e hiato do produto setorial	50
4.4 Taxa de sacrifício	52

	Página
5. CONCLUSÕES.....	61
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	66

LISTA DE FIGURAS

	Página
FIGURA 1 – Taxa de juros real over-SELIC, % a.a. Dados mensais, 1994:7 a 1999:7.....	3
FIGURA 2 – IPCA geral, taxa de câmbio nominal (R\$/US\$). Dados mensais, 1999:1 a 2004:9.....	8
FIGURA 3 – Índices de preços consumidor amplo, geral, monitorado e livre. Dados anuais, 1994 a 2004.....	9
FIGURA 4 – Relação entre política monetária para regra de taxa de juros e demanda agregada.....	20
FIGURA 5 – Relação entre renda corrente e deslocamentos de ajuste inflacionário	21
FIGURA 6 – Relação percentual dessazonalizada entre a variação da produção industrial e PIB. Dados trimestrais, 1991:01 a 2005:02.	28
FIGURA 7 – Comparativo Entre a Variável Hiato do Produto e Taxa SELIC. Dados Mensais, 1999:7 a 2004:9.	46
FIGURA 8: Relação entre a Taxa SELIC e Desvio da Meta Anualizada. Dados Mensais, 2003:1 a 2005:9	47
FIGURA 9 – Relação entre Variação p.p. do IPCA do Brasil e p.p. da Taxa de Desemprego, Região Metropolitana de São Paulo, Referência 30 dias. Dados Anuais – 1995 a 2004.....	53

FIGURA 10 – Variação e Tendência Ponto Percentual do Desemprego na Região Metropolitana de São Paulo, Referência 30 dias. Dados Anuais – 1995 a 2004.	54
FIGURA 11 – Utilização da Capacidade - Indústria - Média - Anual (%).....	56

LISTA DE QUADROS

	Página
QUADRO 1 – Resultados do inflation targeting na economia brasileira, dados anuais – 1999 a 2004.....	7
QUADRO 2 – Estimativa MQO da Regra de Taylor para o BACEN, dados mensais, modelo Backward Looking de 1999:7 a 2005:5; modelo Forward Looking 2001:11 a 2005:5	43
QUADRO 3 – Estimativa MQO da Regra de Taylor para o BACEN, dados mensais, modelo Backward Looking e Forward Looking 2003:1 a 2005:9	45
QUADRO 4 – Estimação com Dados em Painel da Equação (25), dados mensais 1994:08 a 2005:05.....	49
QUADRO 5 – Estimativa da equação (26) com dados em painel por efeitos fixos, dados mensais 1994:08 a 2005:05	52
QUADRO 6 – Linha de tendência do Desemprego na Região Metropolitana de São Paulo. Dados anuais, 1994 a 2004.	55
QUADRO 7 – Relação entre a variação percentual do Desemprego e PIB, dados anuais, 1994 a 2004.....	58

RESUMO

SANTOLIN, Roberto Salvador. M.S., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 2005. **O sistema de metas de inflação no Brasil e seus impactos no produto e no emprego.** Orientador: José Maria Alves da Silva. Conselheiros: João Eustáquio de Lima e Geraldo Edmundo Silva Júnior.

O objetivo deste trabalho foi discutir o comportamento e o impacto da política monetária da economia brasileira, no período pós-Plano Real sobre o produto e o desemprego. O comportamento da política monetária foi modelado através de uma regra de Taylor, a qual especifica que o banco central tende a impor uma taxa de juros de acordo (i) com a variação da inflação em relação a uma meta do governo; e (ii) da variação do nível de produção da economia em relação ao seu nível natural. As estimativas realizadas apontaram que o Banco Central do Brasil (BACEN) agiu de forma *backward looking* ao determinar a taxa de juros básica da economia e se apegou apenas ao afastamento da inflação mensal em relação à meta anual estabelecida. Quanto à flutuação do produto, em

relação ao seu nível potencial, constatou-se que a taxa de juros influenciou a flutuação do produto, e não o contrário. Foi verificado uma quebra estrutural da função de reação estimada entre 2002 e 2003, em razão disso preferiu-se modelar a função de reação do BACEN entre janeiro de 2003 e setembro de 2005, obtendo-se resultados mais consistentes. O impacto da política monetária, mais especificamente o custo em termos de recessão e desemprego gerado para manter a inflação sob controle, é referido no meio acadêmico por taxa de sacrifício. A taxa de sacrifício, *per si*, procura apenas medir em termos percentuais quanto de recessão ou desemprego, em relação aos seus níveis naturais, deve ser gerado para diminuir um ponto percentual da inflação. Por ser uma hipótese neoclássica firmada sobre a curva de Phillips, considera-se que esta taxa de sacrifício é uma flutuação de curto prazo e que, no equilíbrio de longo prazo, prevalecerão as taxas naturais. Por outro lado, embasando-se em hipóteses de histerese é possível argumentar que a política monetária pode ter influência sobre a taxa de desemprego não-aceleradora da inflação (TDNAI), mais especificamente, quando geram-se constantes taxas de desemprego para tentar diminuir a inflação. As estimativas das curvas IS e de Phillips apontaram que no período analisado, para diminuir 1% da taxa de inflação foi necessário aumentar a taxa de juros em cerca de 2,9 p.p. e gerar uma queda de 1,25% do hiato do produto e, seguindo a lei de Okun calculada para o Brasil, aumentar o desemprego em 0,58 p.p. Observou-se que a taxa média de crescimento foi em torno de 3% a.a. A esta taxa, se teve um crescimento médio do desemprego em torno de 0,5 p.p. a 0,6 p.p. ao ano. Concluiu-se então que a taxa de crescimento médio da economia brasileira não foi capaz de sustentar o desemprego em um nível fixo entre o início do plano real até recentemente. Mediante isto, o custo total de uma queda em 1 p.p. da inflação, durante o período analisado, foi uma taxa fixa de 0,58 p.p. no desemprego na economia, e uma taxa flutuante de 0,2 p.p. em um ano.

ABSTRACT

SANTOLIN, Roberto Salvador. M.S., Universidade Federal de Viçosa, December 2005. **Brazil's inflation targeting system and its impacts on product and employment.** Adviser: José Maria Alves da Silva. Committee Members: João Eustáquio de Lima and Geraldo Edmundo Silva Júnior

This paper has argued Brazilian economy's monetary politics behavior and impact, after Plano Real's implantation, on product and unemployment. Monetary politics behavior has been shaped after a Taylor-style rule, which specifies that the central banking tends to impose an interest rate according to (i) inflation's variation relative to a government target; and (ii) economy's production level variation relative to its natural level. The carried through estimates have pointed that Brazil's Central Bank (BACEN) has acted in a backward-looking manner when determining the economy's basic interest rate and has considered only the departure of the monthly inflation from its established annual goal. As to the product's fluctuation relative to its potential level, one evidenced that the interest rate influenced the product's fluctuation, not

the other way around. We have identified a structural break in the estimated reaction function between 2002 and 2003; regarding this fact we have chosen to estimate BACEN's reaction function between January 2003 and September 2005, obtaining more consistent results. Monetary politics' impact, more specifically its cost in terms of recession and unemployment required to keep inflation under control, is referred in the academic mean as sacrifice ratio. The sacrifice ratio, *per se*, only tries to measure in percentile terms how much recession or unemployment, relative to their natural levels, it must be generated to reduce one percentile point in inflation. Considered it is a neoclassic hypothesis constructed on the Phillips' curve assumption, it is considered that this sacrifice ratio is a short-term fluctuation and that, in long-term equilibrium, natural taxes will prevail. On the other hand, based on the hysteresis hypotheses it is possible to argue that monetary politics can have influence on the non-accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU), more specifically, when constant unemployment rates are generated to try to reduce inflation. The estimates of curves IS and Phillips had pointed that in the analyzed period, to diminish 1% of the inflation rate was necessary to increase the tax of interests in about 2,9 p.p. and to generate one of fall of 1,25% of the gap of the product and, following the Okun's law calculated for Brazil, to increase the unemployment in 0,58 p.p. It was observed that the average tax of growth was around 3% by year. To this tax, if had an average growth of the unemployment around 0,5 p.p. and 0,6 p.p. to the year. One concluded then that the tax of average growth of the Brazilian economy was not capable to support the unemployment in a fixed level enters the beginning of the real plan until recently. By means of this, the total cost of a fall in 1 p.p. of the inflation, during the analyzed period, was a fixed tax of 0,58 p.p. in the unemployment in the economy, and a taxes 0,2 p.p. floating in one year.

1. INTRODUÇÃO

1.1 Considerações iniciais

No Brasil, quando o Plano Real foi implementado, em julho de 1994, criou-se uma paridade cambial de algo perto de um-para-um com o Dólar Americano (US\$), até mesmo com alguma valorização. A nova característica da política monetária brasileira, de âncora cambial, manteve a taxa SELIC real na média de 2,5% a.m., e que manteve a taxa de câmbio em níveis inferiores a 1 R\$ por US\$ entre julho de 1994 a dezembro de 1999, o que atraiu grande fluxo de capital externo para o Brasil. Por outro lado, a valorização do Real frente ao Dólar trouxe graves consequências, para a balança em conta corrente, com o déficit em dezembro de 1994 da ordem de 810 milhões de dólares.

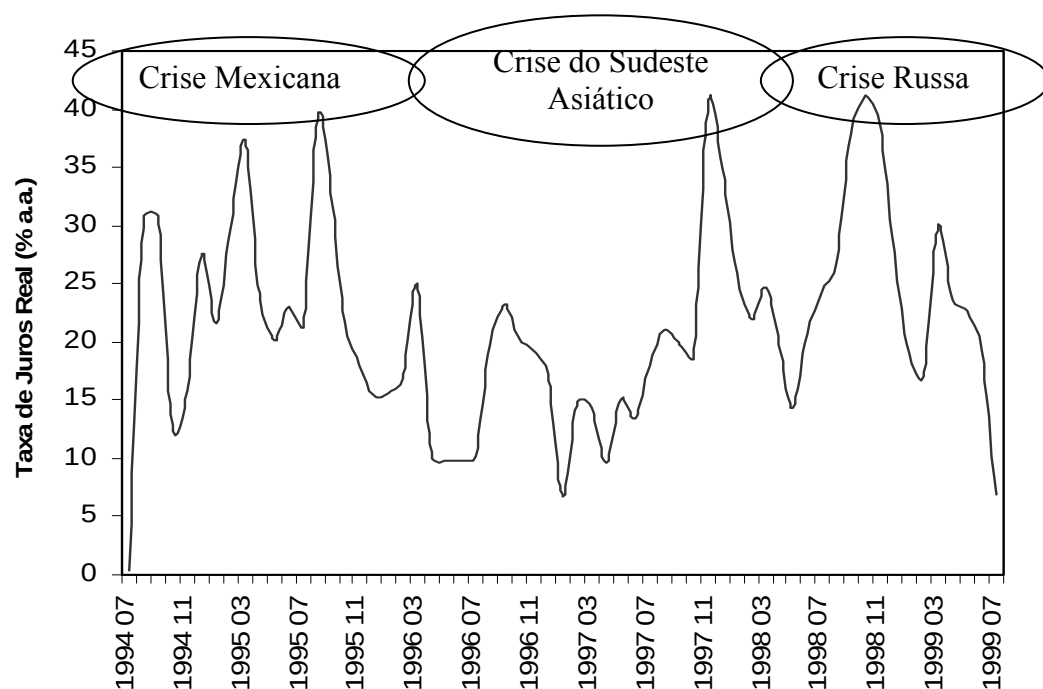
A partir de janeiro de 1995, a política de âncora cambial foi abalada sistematicamente por sucessivas crises de especulação que percorreram o mundo: Crise do México, em 1995; Crise do Sudoeste Asiático, em 1998; e Crise Russa, em 1999. Neste sentido, o Brasil manteve o câmbio fixo entre o início do Plano Real até março de 1995, onde a partir de então aderiu ao sistema de bandas

cambiais que se converteu ao regime de *crawling peg*, com reajustes do câmbio nominal pré-fixados, após dezembro de 1995 até janeiro de 1999. Durante essa fase, a política monetária foi utilizada principalmente para condicionar o volume das reservas internacionais, mas reteve alguma eficácia para alterar a atividade econômica, devido aos controles de movimentos de capitais através dos juros e contingenciamento de crédito doméstico.

Neste contexto, como pode ser observado na Figura 1, observaram-se três fortes elevações nas taxas de juros brasileiras: a primeira em março de 1995, em resposta à crise mexicana, a segunda em novembro de 1997, em resposta à crise do sudeste asiático, e a terceira iniciada em setembro de 1998, em resposta à crise na Rússia. Todas estas elevações foram realizadas para abortar o fluxo de saída de capitais e para defender a taxa cambial. Segundo Pastore e Pinotti (2000), nos três períodos em que houve o aumento das taxas de juros, ocorreu uma queda significativa da produção industrial e um aumento do nível de desemprego no país.

Neste cenário, além da utilização da taxa de juros, o governo brasileiro pôde manter a política de controle cambial apoiado na grande quantidade de reservas internacionais acumuladas na década de 80. Segundo a Fundação de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX), entre 1994 e 1998, enquanto as importações cresceram 77%, as exportações aumentaram 17%. O déficit em conta corrente representava apenas 0,3% do PIB, em 1994, nos anos seguintes esse déficit deu saltos sucessivos, até alcançar 4,5% do PIB, em 1998.

Como pode ser observado, nesta época, o principal instrumento utilizado pelo governo para manter a taxa de câmbio estável e conseguir sucesso na estabilidade econômica, era aumentar as taxas de juros em grandes picos segundo indícios de desvalorização cambial, e reduzir as taxas de juros quando o câmbio não apresentava expectativas de desvalorização.



FONTE: BACEN (2005)

FIGURA 1 – Taxa de juros real over-SELIC, % a.a. Dados mensais, 1994:7 a 1999:7.

Destarte, pode-se entender que o câmbio fixo obteve êxito como âncora nominal no combate à inflação devido às restrições que impõem aos preços dos bens comercializáveis no país doméstico. Contudo, por gerar dificuldades aos países de se ajustarem frente a problemas externos, como ocorrido nas crises e desvalorizações de em 1995, 1997 e 1998 nas economias emergentes, perdeu importância mundial, principalmente por tornar a economia suscetível a ataques especulativos.

Quando se utiliza a âncora cambial para a estabilização monetária, a volatilidade concentra-se na taxa de juros. Produz-se, também, inflação parecida com a dos parceiros internacionais e introduz-se grande volatilidade na taxa de crescimento do PIB, que pode ter graves consequências no longo prazo, sendo isso o que acontecia na economia brasileira (Giambiagi e Carvalho, 2002).

Diferente do caso de fixação da taxa de câmbio, a utilização de metas inflacionárias permite à política monetária responder a choques sobre a

economia. Conserva a propriedade de ser facilmente compreendida pelo público e possui a vantagem adicional de que os choques de velocidade de circulação da moeda são irrelevantes, pois não há a necessidade de uma relação estável entre moeda e inflação. Outra vantagem atribuída às metas inflacionárias é que elas são capazes de atenuar os efeitos (positivos e negativos) oriundos de choques de demanda, uma vez que são estabelecidos os limites superior e inferior para a flutuação da taxa de inflação (Mendonça, 2001).

Assim, em meio a uma grave crise cambial porque passava a economia brasileira, com desvalorização acelerada da taxa de câmbio e temores de retomada do processo de inflação elevada, a partir de julho de 1999, foram estabelecidos metas e intervalos de tolerância para inflação como regra de política monetária. Os resultados do *inflation targeting* no Brasil, no combate à inflação podem ser considerados positivos, embora as metas do Banco Central do Brasil (BACEN) não tenham sido sempre alcançadas, sendo que os níveis de inflação têm permanecido sob controle. A dúvida sobre este regime diz respeito às altas taxas de juros adotadas pelo BACEN, comparada com outros países, em relação aos seus custos para a economia brasileira.

Recentemente, Miranda e Muinhos (2005) buscaram estimar a taxa de juros de equilíbrio para a economia brasileira. Para verificar a taxa de juros de equilíbrio de curto prazo os autores estimaram uma curva IS; já na taxa de equilíbrio no longo prazo os autores adotaram o modelo de crescimento de Ramsey, no qual os parâmetros dependem da preferência dos agentes e da taxa de crescimento da produtividade. Nos resultados de curto prazo, em que o equilíbrio ocorre no momento em que o hiato de produção é zero, foi encontrada uma taxa de juros real de equilíbrio entre 11% e 14%; já as taxas de equilíbrio no longo prazo estão entre 6,7% e 15,3%.

No caso brasileiro, a meta de inflação é do governo e não do BACEN. Contudo, as decisões de política monetária e a responsabilidade do cumprimento das metas são dos dirigentes do BACEN, representado pelo Comitê de Política Monetária (COPOM). As decisões do COPOM passaram a ter como objetivo

cumprir as metas para a inflação definidas pelo CMN. O índice escolhido pelo governo brasileiro para avaliar o regime de metas foi o Índice de Custo de Vida Ampliado (IPCA), que é construído mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) sem nenhum expurgo. O IPCA é considerado o de maior cobertura geográfica e de renda. Caso a meta não seja atingida, o presidente do BACEN terá que enviar uma carta (que deve ser de conhecimento público) ao ministro da Fazenda, justificando as razões do insucesso, bem como as providências e prazo para o retorno da taxa de inflação aos limites estabelecidos. Em tese, o não cumprimento da meta pode provocar até mesmo a demissão do presidente do BACEN e da sua diretoria.

O principal instrumento de política econômica para o controle da inflação, dada a rigidez da política fiscal a curto e médio prazo, é a taxa de juros básica da economia determinada pelo BACEN, o chamado over-SELIC (taxa média dos financiamentos diários, com lastro em títulos federais, apurados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia). Além deste, a autoridade monetária também pode influenciar os níveis de inflação via controle discricionário de outros tipos de instrumentos, como, por exemplo, nível de compulsórios e intervenções esporádicas no mercado de câmbio.

Formalmente, os objetivos do COPOM são implementar a política monetária, definir a meta da taxa SELIC e seu eventual viés, e analisar o Relatório de Inflação. A taxa de juros fixada na reunião do COPOM é a meta para a taxa SELIC, a qual vigora por todo o período entre reuniões ordinárias do Comitê. Se for o caso, o COPOM também pode definir o viés, que é a prerrogativa dada ao presidente do BACEN para alterar, na direção do viés, a meta para a taxa SELIC a qualquer momento entre as reuniões ordinárias.

A literatura destaca que as metas de inflação aumentam a comunicação com o público sobre os planos e objetivos das autoridades monetárias, tendo por consequência um aumento de responsabilidade do banco central na busca das metas prenunciadas. Neste sentido, serve como elemento de coordenação de expectativas para os agentes econômicos em geral para o mercado financeiro.

Opera também como um guia de plena transparência para a condução de política monetária: os resultados dessa política passam a ser bons ou ruins em função da aderência ou não da inflação às metas previamente fixadas e não em função do cumprimento de metas monetárias (Giambiagi e Carvalho, 2002).

Ao final de cada trimestre civil (março, junho, setembro e dezembro), o COPOM publica o documento “Relatório de Inflação”, que analisa detalhadamente a conjuntura econômica e financeira do País, bem como apresenta suas projeções para a taxa de inflação. Desta forma, o BACEN procura alcançar dois pontos fundamentais para o sucesso do *inflation targeting*: a credibilidade e a transparência.

A credibilidade consiste em fornecer para o público (em especial para os investidores financeiros) o comprometimento do governo no combate à inflação. Portanto, o BACEN entende que conquistará a confiança dos investidores quando envereda esforços para alcançar a meta estabelecida.

A transparência ocorre quando o BACEN apresenta todos os mecanismos utilizados para alcançar a meta de inflação estabelecida. O objetivo é dar o máximo de respaldo na condução da política monetária brasileira, o que, per si, procura dar maior sustentação à credibilidade das metas adotadas. No caso do Brasil, o “Relatório de Inflação” também tem o objetivo de fornecer boas expectativas para investimentos, já que, além de apontar os picos de crescimento do país, também indica o amplo esforço do governo em acumular superávits fiscais. Como se sabe, os superávits são necessários para não gerar dúvidas quanto à liquidez do governo para honrar os compromissos financeiros.

O Quadro 1 mostra o desempenho do BACEN em relação à meta estabelecida pelo CMN. Nos dois primeiros anos sob metas de inflação, o objetivo foi alcançado, considerando o teto. Porém, as metas estipuladas para 2001 e 2002 ultrapassaram o teto permitido, ficando em 7,07 % e 12,53 %, respectivamente. Observa-se, contudo, que a meta de inflação, estabelecidas em 2001 e 2002, foram as mais baixas desde a implantação do regime de metas, o que pode ter favorecido o seu não cumprimento.

QUADRO 1 – Resultados do *inflation targeting* na economia brasileira.
Dados anuais – 1999 a 2004.

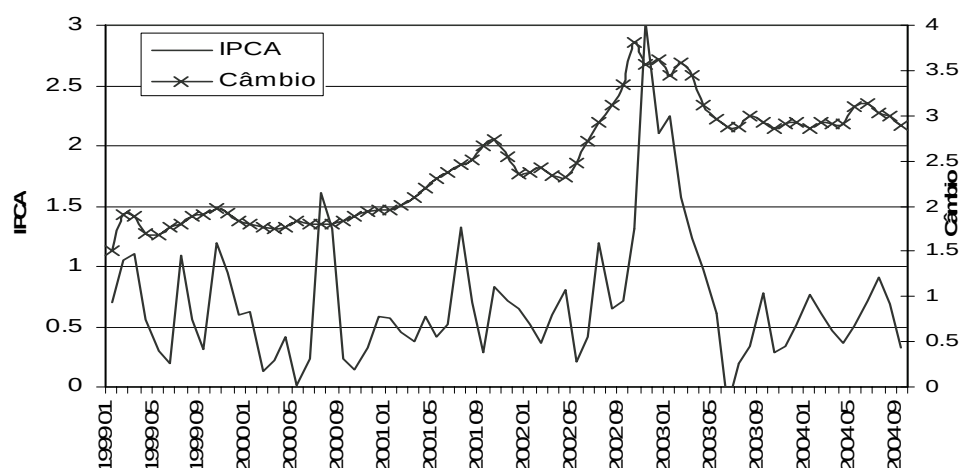
ANO	META(%)	TETO(%)	INFLAÇÃO(%) (IPCA)
1999	8	10	8,94
2000	6	8	5,97
2001	4	6	7,07
2002	3,5	5,5	12,53
2003	8,5	10,5	9,3
2004	5,5	7,5	7,6

FONTE: Elaboração do autor com dados do BACEN (2005) e IBGE (2005)

A reposta do BACEN, em relação ao não cumprimento das metas em 2001 e 2002, está relacionada às fortes crises porque a economia brasileira passou neste período. Nos período de alta inflacionária, de março a agosto de 2001, no âmbito interno, houve o choque de energia elétrica e um grande aumento nos preços dos alimentos. No âmbito externo, a economia americana passava por desaceleração e a brasileira sofria com os efeitos de uma depreciação cambial que foi agravada pelo acontecimento do ataque terrorista em 11 de setembro e, em 2002, pela crise argentina. A crise de confiança devido às eleições presidenciais, também em 2002, bem como ameaças de guerras, levaram o câmbio a disparar afetando seriamente a inflação. A Figura 2 ilustra o impacto dos choques no câmbio nominal. Observa-se que as comparações entre a taxa de câmbio e o a variação percentual do IPCA indicam a associação entre desvalorização cambial e aumento de picos inflacionários.

Na Figura 2 verifica-se a oscilação do IPCA em comparação ao câmbio, entre janeiro de 1999 a outubro de 2004. É possível observar que a inflação brasileira apresentou variações entre 0% a 1,5% entre janeiro de 1999 até setembro de 2002. A partir de outubro de 2002 a abril de 2003, a inflação

apresentou os maiores picos desde o início do *inflation targeting*, atingindo 3% em dezembro de 2002. Apenas em maio de 2003 em diante a inflação voltou a apresentar os índices anteriores.



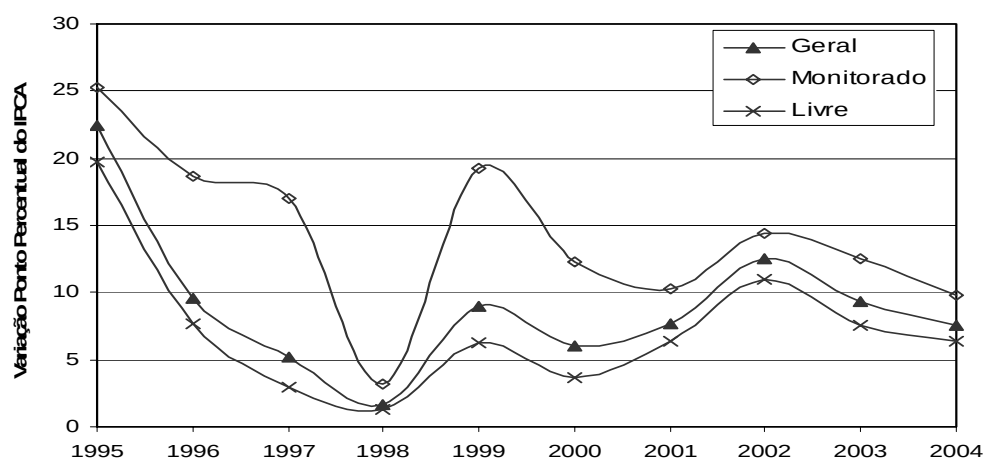
FONTE: Câmbio – BACEN (2004); IPCA – IBGE (2004)

FIGURA 2 – IPCA geral, taxa de câmbio nominal (R\$/US\$). Dados mensais, 1999:1 a 2004:9.

Em virtude da falta de êxito no alcance das metas nos dois anos anteriores, os valores centrais para a meta em 2003, que haviam sido definidos em 2001 em 3,25 % com +/- 2,0 % de tolerância, e para 2004, definido e divulgado em 2002, em 3,75 % (+/- 2,5 %), sofreram alterações. Primeiro se modificou o valor de 2003 para 4 %, com intervalo de +/- 2,5 %, e depois, logo no início do governo Lula, novas projeções foram feitas para a meta já traçada de 2003 e 2004, elevando a primeira para 8,5 %, com intervalo de +/- 2,0 %, e a segunda para 5,5 %, com intervalo de +/- 2,0 %. Para 2005 a meta de inflação foi determinada em 4,5%.

Contudo, a Figura 3 mostra que o repasse no país deve-se mais aos preços monitorados do que pelos preços livres que vigoram no mercado. Os preços monitorados dependem do grau de capacidade de negociação do governo com as empresas ou os grupos que são representados por ela, já que é reajustado por

contratos ou por decisão de instituição pública, o que os tornam pouco sensíveis às variações da taxa de juros. Os preços monitorados normalmente são reajustados pelo IGP ou pelo IGP-M.



FONTE: IBGE (2005) e Fundação Getúlio Vargas (FGV) (2005)

FIGURA 3 – Índices de preços consumidor amplo, geral, monitorado e livre. Dados anuais, 1994 a 2004¹.

Neste âmbito, há uma barreira na linha de ação do BACEN, em que o fim da indexação da economia, um dos pilares do Plano Real, não se completou, persistindo uma inércia inflacionária embutida nos preços monitorados, praticados por companhias privatizadas ou reguladas pelo poder público, que, em geral, são monopólios ou de demanda extremamente inelástica. A inflação desses preços foi superior a dois dígitos desde o início do regime de câmbio flutuante, em 1999, até 2004, como pode ser observado na Figura 3.

Em se tratando da implementação do regime de metas inflacionárias em outros países, Mendonça (2001) citou o trabalho de Cecchetti e Ehrmann (1999) como ponto de apoio para as análises comparativas. Por meios de gráficos, nove

¹ O índice de preços monitorados engloba: IPTU, taxa de água e esgoto, gás de bujão, gás encanado, energia elétrica residencial, ônibus urbano, ônibus intermunicipal, ônibus interestadual, *ferry-boat*, avião, metrô, navio, barco, táxi, trem, emplacamento e licença, pedágio, gasolina, álcool, óleo, óleo diesel, plano de saúde, cartório, jogos lotéricos, correios, telefone fixo, telefone público e telefone celular.

países² foram estudados, utilizando-se dados de cinco anos antes e cinco anos depois da adoção do regime de metas inflacionárias. Os autores concluíram que os países apresentaram aumento desprezível da variabilidade do produto e significativa queda da variabilidade da inflação após a implementação do *inflation targeting*.

Contudo, embora este resultado seja favorável para o regime de metas de inflação, os autores ainda verificaram se a adoção do regime implica em considerável custo social, isto é, aumento da taxa de sacrifício. Neste caso, foi verificado a relação entre taxa de inflação e desemprego três anos antes e três anos depois da implantação do regime de metas explícitas. Conforme indicou estes autores, a adoção do *inflation targeting* implicou mudança na relação desemprego-inflação. Todos os nove países da amostra revelaram que após a adoção do regime houve queda da inflação e aumento do desemprego se comparado ao período anterior à implantação das metas. Conforme destacou:

“Este é um resultado que merece atenção, pois sugere que as metas para a inflação são capazes de reduzir a inflação, entretanto, os efeitos sobre o desemprego não podem ser ignorados” (Mendonça, 2001, op. cit. pág. 145).

No entanto, como ressaltaram Sicsú (2002), os países que adotaram as metas inflacionárias, com exceção do Canadá, já estavam em processo de desinflação, isto é, em anos anteriores a inflação já apresentava trajetória descendente. Outra característica é que, na década de 90, período nos quais as análises sucedem, houve baixa taxa de crescimento e maior nível de desemprego para a maioria dos países do mundo. Todavia, baseado no fato de que todos os países da amostra terem apresentado queda da inflação e aumento de desemprego nos anos posteriores a implementação do regime pode-se afirmar, no mínimo que

² Os países estudados foram: Austrália, Canadá, Chile, Espanha, Finlândia, Israel, Nova Zelândia, Reino Unido e Suécia.

o regime em questão não inibe o possível aumento da taxa de sacrifício mediante a queda da inflação.

1.2 O problema e sua importância

Como se sabe, a hiper-inflação na década de 80 foi considerada a principal responsável por estagnar o crescimento econômico *per capita* da economia brasileira. Neste período a taxa de juros real foi em grande parte negativa e o dinheiro retido na forma de poupança era corroído pela inflação no médio prazo. Por isso, a economia não mantinha uma poupança privada forte, e consequentemente, afora subsídios governamentais, havia baixo investimento no setor privado.

Após o controle dos preços, em 1994, com o Plano Real, em geral, tem se avaliado que o principal benefício da baixa inflação concentra-se na manutenção do valor do salário real. Outro aspecto importante que tem sido avaliado é o custo de bem-estar gerado pela inflação, neste caso, é avaliado o imposto inflacionário em termos de PIB, que nada mais é do que a transferência monetária que a inflação gera para o governo e para os bancos. Segundo Cysne (2005), entre 1947 e 1993, em que a inflação em média foi de 96,9% ao ano, o custo de bem-estar foi de 3% do PIB, chegando a 8% nos anos de maior elevação dos preços. Já em 2005 o custo de bem-estar situa-se ao redor de 0,3% do PIB, o que é considerado uma queda monumental em relação à série histórica brasileira.

Porém, é bem sabido entre os economistas que políticas de combate à inflação não são isentas de sacrifícios por parte da população. Esses sacrifícios podem ser estimados de várias maneiras. As estimativas mais comuns são obtidas por meio de inferências quanto aos desvios do produto corrente e da taxa de desemprego em relação a certos níveis considerados normais ou desejáveis para essas variáveis. Nesse sentido, costuma-se chamar de taxa de sacrifício a quantidade de recessão, em termos de perda de produto ou aumento de desemprego, necessária para reduzir a inflação em certa quantidade. Em geral, o

tamanho da taxa de sacrifício não depende do caminho que a economia segue durante a desinflação; ele é uma constante que traduz pontos de decréscimos em pontos de perda de produto e emprego.

Uma vez que um dos componentes da taxa de crescimento econômico depende do comportamento do estoque de capital produtivo da economia, políticas restritivas que visam baixar a inflação podem não só reduzir a produtividade, no curto prazo, via aumento de desemprego temporário, como também, deslocar a taxa natural de desemprego para níveis mais altos³. Essa segunda possibilidade, que tem sido chamada de histerese na literatura macroeconômica recente, pode ser vista como o sacrifício de longo prazo das políticas que visam à desinflação⁴.

No que concerne aos impactos da política monetária, tradicionalmente, os estudos macroeconômicos têm se valido de três consagradas relações (Blanchard, 2001): (i) a lei de Okun, relacionando a variação do desemprego com o desvio do crescimento do produto potencial; (ii) a curva de Phillips, relacionando a variação da inflação com o desvio do desemprego de sua taxa natural; e (iii) a relação entre a taxa de crescimento do produto e a taxa de expansão do estoque nominal de moeda descontada da taxa de inflação, sugerida pela clássica equação quantitativa da moeda.

No entanto, como bem mostrou Delfim Neto (1999), há algum tempo a terceira relação acima deixou de ser usada, em razão de uma crescente inconsistência com os fatos empíricos. Até fins dos anos 80, a velocidade da moeda costumava ser relativamente estável e tinha uma alta correlação com a taxa nominal de juros de curto prazo. Portanto, bastava produzir um aumento da oferta de moeda e subtrair dela a taxa de crescimento do produto interno bruto

³ Segundo a teoria das expectativas racionais, se as políticas de combate à inflação forem perfeitamente antecipadas o objetivo da estabilização de preços pode ser atingido sem qualquer sacrifício, em termos de perda de produto ou aumento do desemprego. Contudo, como ressalta Blanchard (2001), mesmo os principais representantes dessa visão, como Robert Lucas e Thomas Sargent, não acreditam que a desinflação possa ocorrer sem alguma queda no produto.

⁴ Uma variável exibe histerese se, quando forçada a se afastar do valor inicial, não apresenta nenhuma tendência de retorno mesmo quando o choque termina. Em termos de desemprego, modelos de histerese procuram explicar porque altas taxas de desemprego persistem mesmo depois que a causa inicial já deixou a muito de existir (Froyen, 1999).

(PIB) esperado para se obter uma aproximação razoável da taxa de inflação desejada. Todavia, com o advento da globalização econômica e o surgimento de inovações nos mercados financeiros, a demanda de moeda, no conceito M1, tornou-se uma função extremamente instável, inviabilizando completamente o controle dos agregados monetários como estratégia de combate à inflação⁵.

Como consequência, países que apresentavam alta instabilidade do fluxo monetário perderam a eficácia de políticas de controle da velocidade do uso da moeda via a âncora monetária. A opção encontrada para servir de base nas expectativas futuras dos preços foi o controle cambial e/ou dos juros como âncora nominal.

Economias com alta inflação e problemas de credibilidade em sua política anti-inflacionária adotaram regimes de metas cambiais mirando a moeda de alguma outra economia, em geral de grande tamanho e com baixa inflação. Neste caso, a taxa doméstica de inflação tende a gravitar em torno da taxa de inflação do país-âncora. Variantes desses regimes incluem bandas para flutuação cambial anunciadas pelas autoridades monetárias, bem como o *crawling peg*, que é a administração da flutuação da taxa nominal de câmbio para que não implique afastamento do diferencial de taxas de inflação doméstica e externa e/ou de algum nível para a taxa real de câmbio (Canuto, 1999).

Já a política de controle dos juros pode se expressar no regime de metas de inflação *inflation targeting*, que passou a ser difundido no mundo após 1990, em contraposição à baixa eficiência do regime de fixação do câmbio. Sucintamente, o regime de metas inflacionárias ocorre mediante anúncio oficial de uma banda para a flutuação da taxa de inflação e pelo reconhecimento explícito de que o principal objetivo da política monetária deve ser a manutenção de uma taxa de inflação baixa e estável. As principais características do regime são: (i) anúncio em público em números da meta de inflação para o médio prazo; (ii)

⁵ As autoridades monetárias logo perceberam que quando tentavam controlar agregados monetários mais restritos, como o M1, a velocidade-renda se tornava imprevisível; quando optavam por agregados mais ampliados verificavam que estes guardavam baixa relação com os agregados restritos, sobre os quais podiam manter controle mais eficaz. Essa é a razão pela qual o então presidente do banco central canadense, Gerry Bouey, reagindo à crítica pelo fato de ter deixado de lado o controle estrito da moeda, declarou que “nós não abandonamos os agregados monetários; eles é que nos abandonaram”.

compromisso institucional da busca da estabilidade de preços como objetivo prioritário de longo prazo da política monetária; (iii) reduzida participação de metas intermediárias; e (iv) maior transparência para o público da condução da política monetária (Mishkin, 1999 e Svensson, 1999)⁶.

Contudo, em ambos os casos, câmbio fixo ou metas de inflação, o principal instrumento utilizado pelo banco central é a taxa de juros. No caso da fixação cambial, o banco central utiliza a taxa de juros para controlar o fluxo de capital externo e regular a paridade cambial estabelecida. No regime de metas de inflação a taxa de juros é utilizada para controlar o nível de atividade e econômica, especificamente, não permitir excesso de demanda em relação ao nível de produção.

Nestes termos, Taylor (1993) propôs uma regra de atuação para o banco central. O autor sugere que a condução da política monetária do banco central, via taxa de juros, tenha por objetivos perseguir uma meta de inflação, anunciada ou não, e não permitir flutuações bruscas do setor produtivo em relação a sua capacidade potencial. Em outras palavras, a política monetária deve ser capaz de gerar estabilidade nos preços e na produção, no intento de evitar alta inflacionária e alto desemprego.

No caso brasileiro, após conseguir controlar a inflação através do Plano Real, o país adotou o regime de fixação do câmbio como âncora nominal dos preços, até 1995, e entre janeiro de 1996 até julho de 1999 foi adotado o regime de *crawling peg*. A partir de então, devido a constantes crises cambiais e sucessivas “queimas” de reservas internacionais, o governo adotou o *inflation targeting* como nova regra de política monetária de controle inflacionário.

Contudo, uma das críticas acerca da política econômica pós-Plano Real é dirigida às altas taxas de juros mantidas no Brasil, em função do seu impacto negativo sobre o setor produtivo (com consequência no nível de desemprego), e nas contas públicas. Portanto, este trabalho justifica-se pela necessidade de

⁶ O primeiro país a adotar o regime de metas inflacionárias explícita nos anos 90 foi a Nova Zelândia (1990), sendo seguido posteriormente pelo Canadá (1991), Reino Unido (1992), Suécia (1993), Finlândia (1993), Austrália (1994) e Espanha (1994). Também são exemplos Israel, Chile e Brasil.

verificar a lógica para a manutenção de altas taxas de juros adotadas pelo Banco Central do Brasil (BACEN), desde o 1994, bem como, analisar seu impacto na economia brasileira.

Depreende-se da literatura econômica que a incoerência da política monetária leva a um forte custo social. Portanto, busca-se aqui verificar se os parâmetros de atuação do BACEN para controlar a inflação têm cumprindo a função de gerar bem-estar para a população. A motivação para este trabalho se dá em contrapor a queda da inflação em detrimento à queda de produção e ao aumento de desemprego, tanto na visão de curto prazo, aceita pela literatura neoclássica, como no longo prazo, hipótese essa discutida e aceita no contexto keynesiano.

1.3 Objetivos

O objetivo deste trabalho é investigar o relacionamento entre a política monetária, o desempenho produtivo e o comportamento do desemprego na economia brasileira. O período de análise inicia-se no momento que Plano Real foi deflagrado, em virtude das altas taxas de juros que passaram a vigorar a partir de então.

Especificamente, pretendeu-se abordar os seguintes pontos:

- (i) investigar os parâmetros das relações compreendidas numa regra de reação do BACEN (Regra de Taylor), curva IS, Curva de Phillips e a lei de Okun, que fornecerão a taxa de sacrifício da política monetária;
- (ii) verificar o comportamento da autoridade monetária brasileira frente à inflação e do hiato do produto;
- (iii) identificar os impactos da política monetária para o controle da inflação sobre o hiato do produto e na taxa de desemprego da economia brasileira.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.2 O modelo teórico

Segundo Lima (2004), o fato de muitos bancos centrais do mundo adotar uma regra de política monetária levou os economistas a definir novas bases conceituais para a política monetária. Neste processo, procurou-se uma reestruturação das metas instrumentais e finais de um banco central no contexto de regras monetárias. Pode-se, assim, caracterizar, a política monetária atual pelo abandono das metas quantitativas (oferta real de moeda ou de reservas) pela maior parte dos bancos centrais e pela subsequente adoção de metas nominais (controle da inflação ou da renda nominal), tendo principalmente a taxa de juros como meta instrumental.

Durante as últimas décadas os economistas têm aumentado sua atenção aos estudos que analisam o retorno econômico da adoção de regras monetárias. Enquanto alguns priorizam estudos sobre a estimação de funções de reação de bancos centrais e a descrição de políticas monetárias reais (ver, por exemplo,

Taylor, 1993; Clarida et al., 1998; Judd e Rudebush, 1998), outros têm caracterizado as regras de política ótima num contexto em modelos de otimização econômica, tendo esta abordagem sido iniciada por Brainard (1967), desenvolvida por Chow (1975) e, mais recentemente, adotada por Clarida et al. (1999), Svenson (1999), Sack (2000), entre outros. Esta linha de pesquisadores tem considerado a incerteza sobre os parâmetros do modelo e tem utilizado métodos Bayesianos para determinar a política que minimiza a perda esperada, dado uma distribuição *a priori* destes parâmetros.

Neste sentido, Fuhrer (1994) apontou que as atitudes dos *policy makers* são consideradas ótimas se, dado os pesos sobre as preferências relativas das metas anunciadas, as políticas adotadas são capazes de abrandar a variância entre a inflação e o produto corrente em função do anúncio realizado. O peso sobre o desvio da inflação e do produto reflete a aversão relativa das autoridades monetárias, ou seja, se o Banco Central tem uma aversão maior pela inflação, o peso que ele dará a este objetivo será maior do que ao desvio do produto. Desta forma, uma fronteira política ótima descreve a combinação mínima atingível das variâncias entre inflação e produto correntes de suas metas em função de todas as possíveis preferências do Banco Central, dada a estrutura da economia.

Destaca-se ainda uma recente linha de pesquisa econômica, de cunho Novo-Keynesiano, iniciada por Obstfeld e Rogoff (1995), chamada Nova Macroeconomia Aberta intertemporal e que tem desenvolvido diversos trabalhos, dentre os quais Bacchetta e Wincoop (1998), Betts e Devereux (1999), Corsetti et al (1999), Lane (1999), Devereux (1999), Gali e Monacelli (2000), entre outros. A análise se baseia numa função objetivo de bem-estar que, em geral, procura maximizar o consumo real, o lazer e a demanda por saldos monetários reais dos consumidores. Em relação às restrições impostas para maximização, existem flexibilidades para o pesquisador incorporar características nas quais consideram importantes para o estudo de que se trata.

Já a idéia de metas inflacionárias é uma manifestação clara do princípio neoclássico de neutralidade monetária no longo prazo, especificamente, e se baseia no tripé: taxa natural de desemprego, curva expectacional de Phillips –

que diz que a taxa de desemprego natural prevalecerá na ausência de erros ou decepção das expectativas – e viés inflacionário. Neste caso, como sugeriu Delfin Neto (1999), o que se espera de um sistema de metas inflacionárias é que uma inflação baixa e de pequena volatilidade ajude a acelerar o crescimento econômico, por permitir uma melhor alocação dos fatores de produção, uma escolha mais adequada dos investimentos e, conseqüentemente, um aumento da produtividade.

Romer (1999, 2000) apresenta um modelo no qual banco central age seguindo uma política de regras monetárias do tipo Taylor. Utiliza-se uma função IS tradicional, em que a renda real, y , é função da taxa de juros real, r , e de uma variável g que representa variações na política fiscal e nas exportações líquidas, tal que:

$$y = -ar + g \quad (1)$$

A curva LM foi substituída por uma regra do tipo Taylor, admitindo-se, de forma realista com o comportamento atual de muitos bancos centrais, que, em vez de controlar a oferta monetária, as autoridades administram a taxa de juros em função de objetivos macroeconômicos pré-determinados⁷.

O que tem sido chamado de regra de Taylor é, na verdade, uma função de reação do Banco Central, a qual pode ser expressa por uma equação do tipo:

$$i_t = \pi_t + r^* + b(\pi_{t-1} - \pi^*) + ch_{t-1} \quad (2)$$

onde i , r^* , π e π^* denotam, respectivamente, a taxa básica nominal de juros, a taxa de juros real de equilíbrio, a taxa de inflação corrente e sua respectiva meta, enquanto que h é uma medida do desvio do produto corrente em relação ao produto potencial, também conhecida como hiato do produto; e b e c são parâmetros a serem estimados.

⁷ Num diagrama IS-LM convencional, a curva LM positivamente inclinada é substituída por uma linha horizontal que simboliza o nível da taxa de juros que as autoridades econômicas desejam manter, daí porque Romer (1999, 2000) referiu-se a este modelo simples como macroeconomia keynesiana sem a curva LM.

A equação (2) pressupõe que: (i) quando a inflação aumenta por um determinado número de pontos percentuais, acima de uma meta previamente estipulada, as autoridades monetárias elevam a taxa nominal básica de juros, mais que proporcionalmente ($b > 1$), visando colocar a taxa real de juros no nível suficiente para eliminar o excesso da taxa corrente de inflação sobre sua respectiva meta, e vice-versa; (ii) quando o produto efetivo diminui em relação ao produto potencial, as autoridades monetárias reduzem a taxa de juros nominal básica visando combater a recessão mediante redução da taxa de juros real ($c \geq 0$).

Em termos mais simplificados, a regra de Taylor pode ser resumida a uma relação linear entre a taxa real de juros (r) e a taxa de inflação (π), tal que:

$$r = b\pi + v \quad (3)$$

onde v representa um termo de deslocamento.

Combinando as equações (1) e (3) obtém-se uma função de demanda agregada-inflação (DAÍ):

$$y = -ab\pi - av + g \quad (4)$$

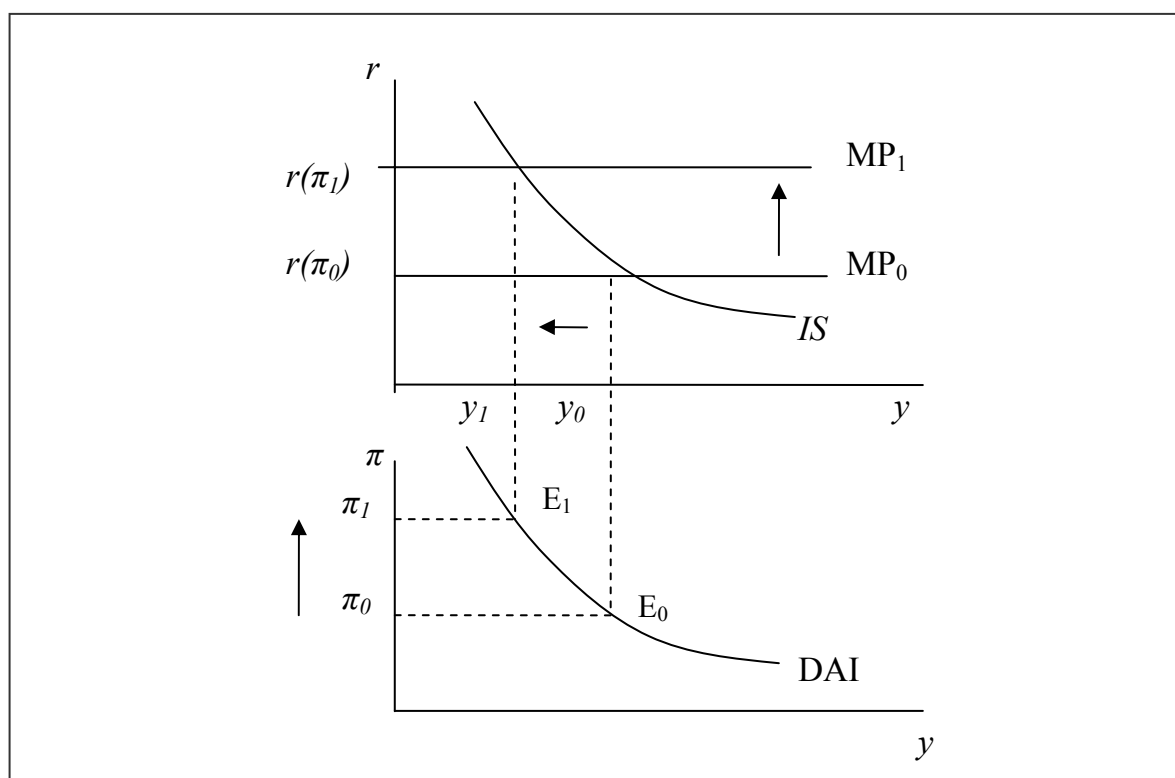
A relação negativa entre y e π na equação (4) pressupõe que, dada a meta de inflação, sempre que o nível da inflação corrente aumenta as autoridades monetárias, para reduzi-la ou impedi-la de continuar crescendo, contraem o nível do produto real demandado (y), via elevação da taxa real de juros, conforme representado na parte superior da Figura (4), pela mudança da linha de política monetária de MP_0 para MP_1 .

Na parte inferior da figura, esse deslocamento é sintetizado pelo movimento ao longo da DAI, entre E_0 e E_1 . A curva DAI desloca-se por efeito de alterações de política fiscal, exportações, ou quaisquer outros fatores exógenos sintetizados no parâmetro g .

O modelo de Romer (1999, 2000) completa-se com a seguinte equação:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = ch_{t-k} + z_t, \quad (5)$$

Em linha com a versão aceleracionista da curva de Phillips, a equação (5) relaciona a variação da inflação ao hiato do produto, na hipótese de que os mesmos fatores que provocam a variação do hiato afetam a inflação com uma ordem de defasagem de k períodos⁸. O termo z sintetiza elementos de choques de oferta.



FONTE: Romer (1999, 2000)

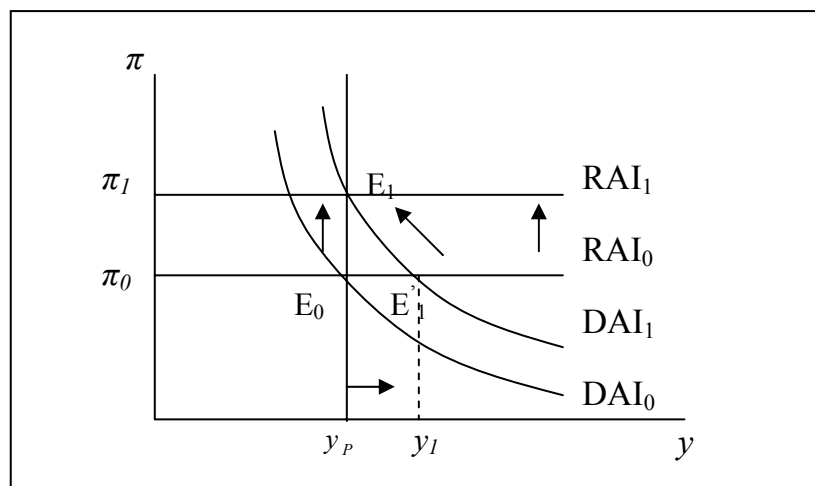
FIGURA 4 – Relação entre política monetária para regra de taxa de juros e demanda agregada.

Admitindo que a ordem de defasagem k seja de um período e explicitando o hiato do produto como diferença de nível entre o produto efetivo (y) e o produto potencial (y_p), a equação (5) torna-se:

⁸ A justificativa para isso, segundo a visão “novo keynesiana”, é que os preços industriais são rígidos no curto prazo, devido a existência de custos de etiquetagem, falhas de coordenação e contratos, entre outros fatores que impedem os preços de se moverem prontamente em resposta a desequilíbrios de oferta e demanda.

$$\pi_t - \pi_{t-1} = c(y_{t-1} - y_p) + z_t \quad (6)$$

Como indica a equação (6), que doravante será denominada relação de ajuste da inflação (RAI), na ausência de choques de oferta ($z = 0$), a inflação se estabiliza quando o produto efetivo iguala-se ao produto potencial. Suponha, entretanto, que sobrevenha uma expansão da demanda agregada, levando o produto efetivo para um nível mais alto que o produto potencial, conforme indicado na Figura (5) pelo deslocamento para a direita da curva DAI. No período em que ocorre o choque de demanda nada acontece com a taxa de inflação, devido a rigidez dos preços; entretanto, no período seguinte a inflação começará a subir em resposta ao hiato positivo do produto. Na Figura (5) isso está indicado pelo deslocamento para cima da linha RAI que representa a equação (6).



FONTE: Romer (1999, 2000)

FIGURA 5 – Relação entre renda corrente e deslocamentos de ajuste inflacionário.

À medida que a inflação começa a aumentar, a partir de π_0 , as autoridades monetárias tentam contrair a demanda excessiva, via elevação da taxa real de juros. Assim, o produto efetivo tende a voltar para o nível y_p , ao longo da curva DAI_1 . Esse movimento corresponde ao deslocamento para cima da curva MP da Figura 4. Caso a nova taxa de inflação esteja acima da meta estabelecida pelo

banco central, este continuará aumentando a taxa real de juros. Assim, a curva MP desloca-se ainda mais para cima, levando o produto efetivo a cair abaixo do produto potencial. Esse movimento deve agora ser por um deslocamento para baixo da função DAI (não representada no gráfico da figura 5). Com o resultante hiato negativo do produto, a inflação tenderá a cair até atingir novamente o nível inicial dentro da meta e o produto efetivo tenderá a voltar para o nível do produto potencial, ao longo da nova curva DAI.

Um choque negativo de oferta seria representado pelo deslocamento para cima da linha RAI, mantida constante a curva DAI, implicando numa inflação mais alta. Quando as autoridades monetárias reagirem a essa alta elevando a taxa real de juros, a demanda agregada será contraída e o produto efetivo tenderá a cair abaixo do produto potencial até um ponto suficiente para trazer a linha RAI de volta para seu nível, iniciando-se assim um processo de ajuste das variáveis r , π e y para seus níveis de equilíbrio anterior, no qual os movimentos de π e y se dão como respostas endógenas às alterações exógenas de r provocadas pelas ações das autoridades monetárias.

Esse modelo tem sido criticado por pressupor que as autoridades monetárias não se antecipam à eventos futuros, agindo de forma reflexa. Somente quando observam que a inflação aumentou é que elas dão início a uma política monetária contracionista, e vice-versa, num comportamento tipo *backward looking*. Para contrapor a esta versão, o modelo *forward looking*, por outro lado, sugere que a autoridade monetária, no momento em que decide sobre a taxa de juros básica da economia, utiliza todas as informações disponíveis para tentar prever a inflação e o desvio do produto. Tal definição pode ser formalizada pela seguinte expressão:

$$i_t = \pi_t + r^* + b(E[\pi_{t,k} / \theta_t] - \pi^*) + c(E[h_{t,q}^e / \theta_t]) \quad (7)$$

em que E é o operador de média e θ resume todas as informações disponíveis que podem ser utilizadas para se realizar previsões para k períodos a frente. Portanto, baseado em características cíclicas da economia o modelo *forward looking* considera que o banco central tem a capacidade de realizar previsões

racionais da inflação e do hiato do produto; e toma sua decisão de taxa de juros sobre estas variáveis esperadas.

2.3 Taxa de sacrifício

Para formalizar a discussão sobre a taxa de sacrifício da política monetária, a lei de Okun sugere uma relação estável entre variação do produto e desemprego, traduzida pela seguinte equação (Sachs e Larrain, 1998):

$$u_t - u_n = \beta(y_t - y_p) \quad (8)$$

onde u se refere a taxa de desemprego e u_n a taxa de desemprego natural, ou taxa de desemprego não aceleradora da inflação (TDNAI).

Combinando (6) e (8), para z igual a zero, obtém-se:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha(u_{t-1} - u_n) \quad (9)$$

em que $\alpha = \frac{c}{\beta}$

Segundo esta equação, quando a taxa de desemprego estiver em seu nível natural, a inflação estará estabilizada num nível qualquer. Segue-se daí que a taxa de sacrifício (TS) pode então ser definida como o aumento de desemprego além da taxa natural em α pontos percentuais de excesso necessários para conseguir baixar a inflação em 1%. Quanto menor a taxa de sacrifício, menor o custo da desinflação.

Conforme Sachs e Larrain (1998), a TS não depende do tipo de política desinflacionária que o banco central do país adota. O *policy maker* pode escolher a distribuição do excesso de desemprego ao longo do tempo, mas não pode alterar o número de anos ponto de excesso de desemprego. Formalmente, isto significa que:

$$TS = [(u_0 - u_n) + (u_1 - u_n) + \dots (u_t - u_n)] / (\pi_0 - \pi_t) \quad (10)$$

O numerador é o hiato cumulativo do desemprego entre os períodos 0 e t ; o denominador é a redução da inflação em pontos percentuais. Devido à lei de Okun, a TS também pode ser medida em unidades de produção em vez de

desemprego. Neste caso, a *TS* mede perdas percentuais c do PIB em relação ao produto potencial, isto é, o hiato cumulativo de produção que acompanha uma redução da inflação.

Uma intuição inicial aponta no sentido de que elevações nas taxas de juros exerceriam efeitos negativos importantes sobre alguns componentes da demanda agregada (investimentos e demanda de bens duráveis), afetando, eventualmente, o hiato do produto e a taxa de inflação (Gonçalves, 2001). No entanto, recentemente Blanchard (2003) aprofundou a discussão teórica acerca de deslocamentos da taxa natural de desemprego mediante a uma política monetária de regras monetárias com altas taxas de juros. Já Semmler e Zhang (2003) apontaram a existência empírica desta relação, demonstrado que altas taxas de juros aumentam a taxa natural de desemprego.

Sicsú (2002) lembrou que os defensores de metas inflacionárias acreditam em teorias monetárias que não são consensuais entre os economistas. Vários economistas renomados do século XX, como Keynes e Tobin, por exemplo, nunca aceitaram tais teorias monetárias. A macroeconomia keynesiana, em sua raiz, sempre pregou que uma redução da taxa de juros de longo prazo poderia estimular o investimento produtivo na medida em que desestimula o investimento financeiro. Nesse contexto, uma redução das taxas de juros teriam resultados duradouros sobre a economia, uma vez que novos postos de trabalho poderiam ser criados gerando mais empregos.

A permanência de altas taxas de juros acarreta choques sobre a oferta do produto. Ao se praticar uma política contracionista, por longo um longo período, embora se obtenha a desinflação o resultado acaba se convertendo num aumento de desemprego. Blanchard (2001) cita, por exemplo, o caso da evolução do índice de desemprego na Europa, na década de 80, e da queda do desemprego dos Estados Unidos da América (EUA) no mesmo período. O governo dos EUA contraiu a base monetária, mas ao mesmo tempo expandiu os déficits fiscais, o que gerou significativo aumento do crescimento econômico a partir de 1982. Ao mesmo tempo, os países europeus apertaram a política monetária e a fiscal, em

função do Tratado de Maastrich, freando as taxas de crescimento econômico, com consequência aumentando o índice de desemprego. Como a política monetária e fiscal na Europa permanece apertada até hoje, a taxa de desemprego ainda continua alta.

Contudo, se verificou que na Europa, embora a taxa de desemprego corrente tenha aumentado bem acima da taxa de desemprego natural, em decorrência da alteração adversa de demanda, as taxas de inflação permaneceram baixas, mas não diminuíram. Este fenômeno é tratado por histerese, em outras palavras, significa que a taxa natural de desemprego não é independente da taxa de desemprego corrente. Ao contrário, a taxa natural depende por si mesma do histórico do desemprego corrente, em particular, um longo período de alto desemprego provoca o aumento da taxa natural. Assim, o alto desemprego tende a estar associado com a pressão baixista cada vez menor sobre a inflação, isto significa que, num certo ponto a taxa de inflação não pode declinar mais, ou declina muito pouco em decorrência do aumento do desemprego.

Esta relação é formalizada na seguinte equação:

$$u_{n,t} - u_{n,t-1} = \psi(u_{t-1} - u_{n,t-1}) \quad (11)$$

onde u_n não é mais uma constante como pressuposto anteriormente, mas pode mudar em cada período t .

Desta forma, se $\psi = 0$ não ocorre o fenômeno da histerese, e a TDNAI é constante em todos os períodos, isto é, $u_{n,t} = u_{n,t-1} = \dots = u_n$. Por outro lado, se $\psi = 1$, então todo o desemprego corrente no período em $t-1$ é convertido em aumento da taxa natural de desemprego em t , neste caso, $u_{n,t} = u_{t-1}$. Vale lembrar que a ciência econômica ainda não apresenta uma formulação estatística de pleno acordo entre os pesquisadores para medir a TDNAI de uma economia, em virtude dos hiatos entre aumento do desemprego e queda da inflação, por isso, sempre há alguma arbitrariedade quando se propõe uma taxa natural de desemprego para qualquer país.

3. METODOLOGIA

3.1 Procedimentos econométricos e fonte de dados

3.1.1 Regra de Taylor

As equações representativas da regra de Taylor a serem estimadas foram baseadas nas equações (2) e (7) respectivamente, *backward looking* e *forward looking*:

$$i_t = a_1 + b_1(\pi_{t-1} - \pi^*) + c_1 h_{t-1} + \mu_t \quad (12)$$

$$i_t = a_2 + b_2(\pi_t^e - \pi^*) + c_2 h_t^e + \nu_t \quad (13)$$

onde as variáveis e os parâmetros têm os mesmos significados dos modelos (1) e (7), μ e ν são os erros aleatórios

A Regra de Taylor foi calculada mediante Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A variável dependente utilizada foi a taxa SELIC do mês anualizada determinada pelo BACEN. O modelo *backward looking*, representado pela equação (13), foi estimado a partir de julho de 1999, dada a mudança da política

econômica do *crawling peg* para *inflation targeting*. Como o objetivo deste trabalho é verificar de que forma o atual sistema de política monetária responde à variação da inflação, optou-se por não utilizar todo período pós-Plano Real.

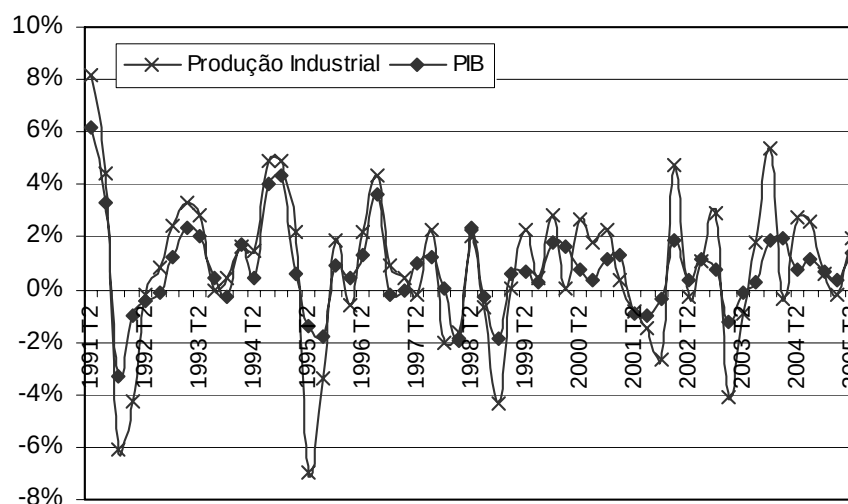
No modelo *backward looking*, para captar o grau de reação do BACEN mediante o afastamento da meta estabelecida para o ano ($\pi_t - \pi^*$) foi realizada uma transformação na qual se acumulou a variação ponto percentual da Expectativa Média do IPCA e a variação a ponto percentual do IPCA em um ano para cada mês e se diminuiu pela meta de inflação do ano, já que segundo o “Relatório de Inflação” é desta forma que BACEN analisa se o cumprimento da meta estabelecida está sendo alcançado ou não.

Quanto à reação do BACEN em relação à variável (h), como não existem dados mensais do PIB, tomou-se o logaritmo natural da produção industrial geral (índice dessazonalizado) e o logarítmico natural do nível de produção industrial medido pelo filtro de Hodrick-Prescott como *proxy* para o PIB potencial⁹. Para verificar que a utilização da produção industrial é uma boa *proxy* para o PIB, a Figura 6 mostra a relação da variação percentual entre as duas variáveis onde o coeficiente de correlação foi de aproximadamente 88%.

A regra de Taylor *forward looking* foi estimada levando em conta as previsões realizadas pelo BACEN para a inflação, representadas pela a variável Expectativa Média de Inflação – IPCA (taxa acumulada para os próximos doze meses) e da variação estimada do nível de produção feita no mês anterior à determinação da taxa de juros básica da economia. Os problemas destas variáveis dizem respeito ao curto espaço de tempo que elas estão disponíveis, seu início data de novembro de 2001. Os procedimentos realizados para estimar o hiato do produto são os mesmos da equação (12).

⁹Este é um método de suavização de série amplamente usada pelos macroeconomistas para obter uma estimativa do componente de tendência de longo prazo da série. Tecnicamente, o filtro de Hodrick-Prescott é um apoio duplo linear que computa a série suavizada s de y , minimizando a variância de y ao redor de s sujeito à restrição da segunda diferença de y . Assim, o filtro Hodrick-Prescott escolhe s que minimiza:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2 \quad (14)$$



FONTE: IBGE (2005)

FIGURA 6 – Relação percentual dessazonalizada entre a variação da produção industrial e PIB. Dados trimestrais, 1991:01 a 2005:02.

Devido aos diversos problemas ocorridos entre 2002 e 2003, que acarretaram numa significativa desvalorização cambial e choques sobre os níveis de preços internos, será testada a hipótese de quebra estrutural na estimativa da regra de Taylor. Tal procedimento, como sugere Gujarati (2000), é verificado pelo teste de Chow. Dados dois períodos de observação n_1 e n_2 , nos quais se pretende verificar se ocorre uma quebra estrutural, é realizada a hipótese de $u_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$ e $u_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$. Em outras palavras, faz-se a hipótese de que os dois termos de erro se distribuem normalmente com a mesma variância homocedástica e são independentes. Com estas hipóteses realizadas, o teste de Chow é realizado da seguinte forma:

- (i) estimar a regressão com os dois períodos juntos e obter a soma dos quadrados dos resíduos (SQR), denotado aqui por S_1 , onde os graus de liberdade (gl) é igual a $n_1 + n_2 - k$, em que k é o número de parâmetros estimados.

(ii) estimar as regressões separadamente com as observações n_1 e n_2 , e obter suas SQR, S_2 e S_3 , com $gl = (n_1 - k)$ e $(n_2 - k)$, respectivamente e fazer $S_4 = S_2 + S_3$.

(iii) obter $S_5 = S_1 - S_4$

(iv) dadas as hipóteses do teste de Chow ocorre que:

$$F = \frac{S_5 / k}{S_4 / (n_1 + n_2 - 2k)} \quad (15)$$

segue a distribuição F com $gl = (k, n_1 + n_2 - 2k)$. Se o F calculado exceder o valor crítico de F em nível escolhido de significância, então se rejeita a hipótese de que as regressões entre os dois períodos de observação n_1 e n_2 sejam iguais, ou seja, rejeita-se a hipótese de estabilidade estrutural.

Adicionalmente, a regra de Taylor como é especificada pode acarretar reciprocidade de influências entre a variável dependente e as variáveis independentes. A regra de Taylor aponta que tanto o afastamento da meta de inflação do ano como o hiato do produto causam a taxa SELIC do mês. Contudo, não se pode descartar a hipótese de que a taxa SELIC também afeta a taxa de inflação e o produto. Para medir estatisticamente este efeito de causalidade, Gujarati (2000) sugere o teste de Granger. O teste envolve estimativas das seguintes regressões:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j y_{t-j} + u_{1t} \quad (16)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i M_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + u_{2t} \quad (17)$$

Os passos envolvidos para implementar o teste de causalidade de Granger são como seguem:

(i) regredir a variável corrente explicada sobre suas variáveis defasadas e as outras variáveis, mas não incluir as variáveis explicativas defasadas. Desta regressão obter SQR restrita (SQR_R).

(ii) na regressão anterior incluir os termos defasados da variável explicativa que se pretende verificar se causa a variável explicada. Obter desta regressão a SQR irrestrito (SQR_{IR}).

(iii) a hipótese nula é que o somatório dos coeficientes das variáveis explicativas defasadas são iguais a zero, isto é, não pertencem à regressão.

(iv) para verificar esta hipótese, deve-se implementar o seguinte teste F :

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{IR}) / m}{SQR_{IR} / (n - k)} \quad (18)$$

onde m é igual ao número de termos defasados da variável explicativa e k o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita.

Se a variável X causa no sentido Granger a variável Y , então mudanças em X devem preceder mudanças em Y . Neste sentido, a causalidade de Granger pode assumir os seguintes aspectos:

(i) causalidade unidirecional – é indicada se em apenas uma das equações os coeficientes estimados sobre a variável explicativa forem estatisticamente diferente de zero.

(ii) causalidade bilateral – é sugerida quando o conjunto de coeficientes da variável explicativa em ambas as equações são estatisticamente diferentes de zero.

(iii) independência – ocorre quando os conjuntos de coeficientes explicativos são estatisticamente diferente de zero.

3.1.2 Equilíbrio macroeconômico agregado

O modelo adotado no presente trabalho, desenvolvido por Battine e Haldane (1999), é uma versão ampliada do modelo de Romer (1999, 2000) discutido anteriormente, segundo o qual o comportamento das autoridades monetárias pode ser bem captado por uma função de reação, em que a taxa de

juros é a variável operacional ativa. A opção por esta metodologia deve-se ao fato dos parâmetros obtidos constituírem estimativas da taxa de sacrifício para manutenção do regime de metas inflacionárias, que é o objetivo maior deste estudo.

Conforme mostraram Bonomo e Brito (2002), o modelo de Battine e Haldane (1999) refere-se a uma economia aberta e admite que a conduta das autoridades é do tipo *backward looking* e *forward looking*. O modelo se baseia em regras de decisão separadas de agentes e firmas e não na otimização dinâmica explícita de um agente representativo. Contudo, as regras de decisão são motivadas por um comportamento racional e freqüentemente utilizam as mesmas variáveis que aparecem nas equações derivadas explicitamente.

A estrutura do modelo é composta pelas seguintes equações:

$$h_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_1 E(h_{t+1}) + \alpha_3 [i_t - E(\pi_{t+1})] + \alpha_4 q_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (19)$$

$$w_t - p_t^c = \chi_0 [E_t(w_{t+1}) - E_t(p_{t+1}^c)] + (1 - \chi_0)[w_{t-1} - p_{t-1}^c] + \chi_1 h_t + \varepsilon_{2t} \quad (20)$$

$$p_t^d = 1/2[w_t + w_{t-1}] \quad (21)$$

$$p_t^c = \phi p_t^d + (1 - \phi)e_t \quad (22)$$

$$e_t = E_t(e_{t+1}) - (i_t - i_t^f) + \varepsilon_{3t} \quad (23)$$

A equação (19) é uma curva IS usual, onde h é o hiato de produto (diferença entre o produto efetivo e o produto potencial); E é a esperança condicionada da informação disponível no momento t ; π é a inflação entre $t-1$ e t ; $[i_t - E(\pi_{t+1})]$ é a taxa de juros real esperada entre $t-1$ e t ; segundo Giannoni (2001), o parâmetro desta variável representa a elasticidade intertemporal de substituição do consumo; e q é o câmbio real; todas as variáveis são transformadas pelo logaritmo natural.

As equações (20) e (21) representam o lado da oferta. A equação (20) representa o salário nominal que é determinado de forma que o salário real contratado hoje tenha como referência uma média ponderada entre o salário real passado e a expectativa do salário real futuro, sendo somado a esta média um

termo que depende do nível de atividade da economia. A equação (21) representa a determinação dos preços via *markup*, onde p_t^d são os preços domésticos.

A equação (22) define o índice nacional de preços ao consumidor em que ϕ é a participação nacional. A última equação, que determina o câmbio nominal (e), diz respeito à condição de paridade descoberta da taxa de juros, onde i^f é a taxa de juros nominal externa, e não inclui explicitamente o prêmio de risco do câmbio. Isso significa que variações no prêmio de risco aparecerão no termo ε_{3t} , bem como outros ruídos do mercado de cambial.

Segundo Bonomo e Brito (2002), a principal diferença em relação à IS tradicional é que o produto hoje depende da expectativa de produto no futuro. Sendo que a expectativa é obtida na função IS a partir de uma aproximação log-linear da equação de Euler que condiciona a escolha intertemporal ótima do nível de consumo. A expectativa de um maior consumo no futuro deve estar relacionada a um maior consumo no presente por causa do desejo dos indivíduos de suavizar o seu consumo ao longo do tempo.

Mediante apropriadas manipulações algébricas, o modelo de Battine e Haldane (1999) pode ser convertido na seguinte equação de forma reduzida representativa de uma espécie de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana para uma economia aberta:

$$\pi_t = \chi_1 E_t(\pi_{t+1}) + (1 - \chi_1)\pi_{t-1} + \chi_2[h_t + h_{t-1}] + \mu[(1 - \chi_1)\Delta q_t - \chi_1 E_t(\Delta q_{t+1})] + \varepsilon_{4t} \quad (24)$$

Conforme indicado, para explicar a variação da inflação há um termo para o hiato do produto e termos de persistência inflacionária *backward* e *forward-looking*. Os dois últimos termos desta equação supõem, implicitamente, que o repasse (*passthrough*) se dá apenas de forma direta, através dos preços importados, onde $\mu = 2(1-\phi)/\phi$, e $\Delta q_t = q_t - q_{t-1}$, sendo que μ é determinado a partir de ϕ .

Desta forma, o modelo especifica que a tentativa de reduzir a inflação, via política monetária, deve exigir uma queda transitória do nível de produção. O custo da desinflação, portanto, é a quantidade de recessão necessária para reduzir

a inflação em certo valor, sendo este custo maior caso a economia já esteja perto do pleno emprego de recursos. Uma redução de um ponto percentual na inflação exige uma variação do desvio do produto em χ_2 pontos percentuais. Como explicado anteriormente, a taxa de sacrifício (*TS*) é um conceito para avaliar o custo da recessão de uma desinflação: ela mede o hiato cumulativo de recessão num determinado período em relação à redução da inflação no mesmo período. Em termos simples, a *TS* mede quantos pontos percentuais extras de perda no PIB são necessários para conseguir uma determinada redução da inflação. Quanto menor for o parâmetro χ_2 menor será a taxa de sacrifício, ou seja, menor o custo da desinflação.

Para estimar os parâmetros da curva IS e da Curva de Phillips, utilizou-se nesse trabalho a técnica de regressão múltipla com dados em painel (*panel data*), a qual consiste em combinar dados de seções cruzadas ou corte seccional com séries temporais.

Entre as vantagens da utilização do *panel data* destacam-se o maior número de observações, aumentando os graus de liberdade, e a melhor eficiência dos parâmetros estimados, por reduzir o problema de colinearidade entre as variáveis explicadas. A utilização conjunta dos dados permite que a dinâmica intertemporal e a individualidade das variáveis analisadas possam ser mais bem compreendidas no que se refere à omissão de outras variáveis, controlando assim a heterogeneidade entre os indivíduos por meio de efeitos individuais (Baltagi, 1995 e Hsião, 1986). Em outras palavras, como sugere Marques (2000), as vantagens da estimação com dados em painel é revelar a heterogeneidade individual dos dados analisados, isto é, identificar os impactos globais a partir de impactos setoriais. Os dados em painel sugerem a existência de características diferenciadoras dos indivíduos, entendidos como “unidade estatística de base”. Essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo, de tal forma que estudos que não tenham em conta tal heterogeneidade produzirão, quase sempre, resultados fortemente enviesados.

O modelo de regressão com dados em painel é representado por:

$$Y_{it} = \beta_{lit} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad (25)$$

em que β_{lit} representa o intercepto diferenciado para cada unidade de seção cruzada i no período t , β_{kit} representa as diferentes inclinações também para unidade de seção cruzada i analisada em cada período t ; note que, nesta representação, o intercepto já capta as alterações fornecidas pelas variáveis binárias.

De Negri (2004) sugeriu que as duas formulações mais comuns encontradas na literatura para verificar a natureza dos efeitos individuais em um modelo de painel são as de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. A abordagem de efeitos fixos toma o intercepto como sendo um termo constante específico para um setor no modelo de regressão. Já a abordagem de efeitos aleatórios diz que o intercepto é um ruído específico de cada setor, similar ao erro. No modelo de efeitos fixos, os efeitos individuais podem ser livremente correlacionados com os demais regressores, enquanto no modelo de efeitos aleatórios supõem-se que não há correlação entre efeitos individuais e demais variáveis explicativas. Verifica-se, portanto, que o modelo de efeitos aleatórios é mais restrito que o modelo de efeitos fixos.

Tanto para efeitos fixos quanto para efeitos aleatórios pressupõe-se que:

- (i) $E(u_{it}/X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT}, \beta_{lit}) = 0$;
- (ii) $(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT}, Y_{i1}, \dots, Y_{iT})$, $i = 1, \dots, n$ são amostras *I.I.D.* de sua distribuição conjunta;
- (iii) Não há multicolinearidade perfeita; e
- (iv) $Cov(u_{it}, u_{is}/X_{it}, X_{is}, \beta_{lit}) = 0$ para $t \neq s$.

Maddala (2003) explicou que no modelo de efeito fixo a equação de regressão em painel deve assumir que $u_{it} \sim IN(0, \sigma^2)$. No caso de efeitos aleatórios, assume-se, adicionalmente, que $\beta_{lit} \sim IID(0, \sigma_\beta^2)$ e $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ e que β_{lit} e u_{it} são independentes. Desta forma, a principal diferença entre os dois modos de regressão reside no fato do modelo de efeitos aleatórios considerar os

β_{it} variáveis aleatórias de uma população maior, enquanto o de efeitos fixos a tem como constante para cada seção cruzada. Assim, o modelo de efeitos aleatórios pode ser representado pela seguinte notação:

$$\beta_{it} = \bar{\beta}_1 + u_i \quad (26)$$

em que $\bar{\beta}_1$ é um parâmetro desconhecido que representa o intercepto populacional médio e u_i , já mencionado no parágrafo anterior, é um termo de erro aleatório, também não observado que responde por diferenças individuais no comportamento de cada seção cruzada.

Stock e Watson (2004) apontaram que em regressões do tipo painel de efeito fixo é possível controlar variáveis que não são observadas e que variam de um setor produtivo para outro (efeitos fixos de seções cruzadas) e também as variáveis que são constantes ao longo do tempo, mas diferem de um setor para o outro (efeitos fixos temporais).

No caso dos efeitos fixos de seções cruzadas algumas variáveis omitidas são constantes ao longo do tempo, mas variam entre os setores, enquanto nos efeitos fixos temporais outras são constantes entre os setores, mas variam ao longo do tempo. A inclusão de ambos os efeitos, setoriais e temporais, é realizada, respectivamente, pela inclusão de $n-1$ variáveis binárias setoriais e $T-1$ variáveis binárias temporais na regressão, juntamente com o intercepto. O modelo de regressão com efeitos fixos combinados tem N seções cruzadas, T observações de série temporal e $K-1$ variáveis explicativas, pode ser descrito como:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \dots + \beta_K X_{it} + \gamma_1 D_{1i} + \dots + \gamma_n D_{ni} + \delta_2 B_{2t} + \dots + \delta_T B_{Tt} + u_{it} \quad (27)$$

onde β, γ, δ são parâmetros desconhecidos, D e B representam variáveis binárias, para cada unidade de seção e cada unidade de tempo, respectivamente, e u_{it} é um termo de erro definido.

O modelo de regressão em painel, com efeitos fixos combinados, elimina um viés de variável omitida que surge tanto de variáveis não observadas que são

constantes ao longo do tempo como de variáveis não observadas que são constantes entre os setores.

Segundo Silva e Cruz Jr. (2004), a definição de qual modelo é mais apropriado, fixo ou aleatório, depende, em grande parte, de informações sobre as características da amostra e sobre os objetivos específicos da estimação. Se o modelo utilizado tem por objetivo realizar inferências para uma amostra de determinada população a partir de uma amostra aleatória de dados, a decisão deve ser pelo modelo aleatório. Caso o efeito seja analisar o comportamento de uma unidade econômica individual, o modelo com efeitos fixos é mais adequado. Marques (2000) sugeriu que em estudos de natureza macroeconômica, na qual a seleção é feita pela natureza ou pela conjuntura prevalecente em cada período, a decisão correta é especificar o modelo com efeitos fixos.

Contudo, podem-se utilizar também testes estatísticos a fim de auxiliar na escolha do método mais indicado para a estimação do modelo em painel, entre eles destacam-se o teste F para efeitos fixos e o teste de Hausman para efeitos aleatórios.

Hsião (1991) sugeriu o teste F para verificar a hipótese de que o parâmetro de todos os interceptos seja igual para os grupos. A hipótese nula é de que existe apenas um intercepto para todos os setores, enquanto a hipótese alternativa é que pelo menos um deles seja diferente dos demais. Assim, a estatística F é calculada pela seguinte expressão:

$$F = \frac{(SQR^R - SQR^I)/(N-1)}{SQR^I/(NT - N - K)} \quad (28)$$

em que R e I representam os modelos restrito e irrestrito; N indica o número de seções cruzadas analisadas; T , o número de observações para seções; e K , o número de parâmetros estimados. Assim, $N - 1$ representa o número de restrições lineares e $NT - N - K$ o número de graus de liberdade do modelo irrestrito. No caso de a estatística F calculada exceder o valor tabelado, para $N - 1$ e $NT - N - K$ graus de liberdade, rejeita-se a hipótese nula, aceitando que as estimativas

obtidas pelo modelo de efeitos fixos para os interceptos são diferentes para cada seção cruzada.

O segundo teste, realizado na estimação do modelo de efeitos aleatórios, é o teste de Hausman, que verifica a existência da correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas. Se os efeitos não são correlacionados com as variáveis explicativas, o modelo de efeitos aleatórios é consistente e eficiente e o modelo de efeitos fixos é consistente, mas não eficiente. No caso inverso, quando os efeitos individuais são correlacionados com as variáveis explicativas, o estimador de efeitos fixos é consistente e eficiente, mas o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente. A estatística de teste de Hausman tem distribuição χ^2 sob a hipótese nula de que o estimador de efeitos aleatórios seja correto (De Negri, 2004). A estatística do teste de Hausman é apresentado por Greene (1997) da seguinte forma:

$$W = \frac{(b_i - \beta_i)^2}{[VAR(b_i) - VAR(\beta_i)]} \sim \chi^2_{(k)} \quad (29)$$

onde b_i é o estimador de efeitos fixos, β_i o estimador de efeitos aleatórios e k é quantidade de setores analisados, que atua como graus de liberdade. Se o valor de estatística qui-quadrado calculado exceder o valor tabelado, o método de estimação por efeitos aleatórios é mais adequado; caso contrário, deve-se utilizar o método de estimação por efeitos fixos.

Para a estimação com efeitos fixos, o estimador de mínimos quadrados ordinários, chamado de LSDV (*Least Squares Dummy Variable Model*), é um estimador consistente e eficiente do modelo. Para o modelo de efeitos aleatórios, utiliza-se o método dos mínimos quadrados generalizados, admitindo que os interceptos sejam independente e identicamente distribuídos.

O trabalho empírico consistiu em associar as equações (19) e (24) à modelagem de dados em painel, obtendo a Função IS e a Curva de Phillips, respectivamente:

$$h_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}h_{it-1} + \alpha_{2i}i_{t-k} + \alpha_{3i}q_{t-k} + \varepsilon_{1k} \quad (30)$$

$$\pi_{it} = \chi_{0i} + \chi_{1i}\pi_{it-1} + \chi_{2i}(h_{it-k} + h_{it}) + \chi_{3i}q_{t-k} + \varepsilon_{2k} \quad (31)$$

onde as variáveis e os parâmetros têm os mesmos significados dos modelos anteriores, e k é o número de defasagens, determinado segundo o melhor grau de ajuste da equação.

Para a estimação das equações (30) e (31), por dados em painel, foram tomados os setores de produtos alimentares, bebidas, borracha e plástico, fumo, madeira, material de transporte, material elétrico, máquinas e equipamentos, metalúrgica, minerais não-metálicos, mobiliário, papel e papelão, perfumarias e sabões, produtos farmacêuticos, combustíveis, outros produtos químicos além do combustível, tecidos, vestuários e calçados. Os dados de setores industriais foram obtidos junto ao IBGE (2005) – quando todos estes setores estão agregados, eles formam a variável nível de produção industrial.

A variável h_{it} foi determinada pelo $\ln(Y_{it}/\overline{Y_{it}})$, onde Y_t é o nível de produção corrente do setor i no tempo t , e $\overline{Y_{it}}$ é a estimativa do produto potencial. Da mesma forma anterior, o hiato de cada setor foi obtido pela diferença logarítmica do produto corrente dessazonalizado setorial do produto potencial medido pelo filtro de Hodrick-Prescott.

Foi utilizado o câmbio nominal Real/Dólar obtido no IPEADATA (2005), que tem como fonte primária o BACEN, Seção Balanço de Pagamentos (BACEN Boletim/BP). O câmbio real é encontrado multiplicando a taxa de câmbio nominal pelo índice de preços dos Estados Unidos em Relação ao Brasil. Como a taxa de inflação mensal em ambos países foi baixa no período analisado, a sua relação foi aproximadamente igual a 1. Portanto, para fins de análise foi tomado o câmbio nominal ao invés do real, já que sua influência sobre a economia deve ser mais plausível do que o câmbio real.

A especificação da Curva de Phillips para os setores tomou a variável inflação setorial medida pelo Índice de Preços de Atacado Global (IPA-OG),

cujos dados foram encontrados no IPEADATA (2005), mas sua fonte primária é a revista de Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas.

Quanto à estimação da regressão em painel, o modelo de efeitos aleatórios requer que as variáveis omitidas, ou seja, efeitos fixos de seções cruzadas e temporais, não sejam correlacionados com as variáveis selecionadas, o que poderia ser considerado irreal no modelo aqui adotado. Todavia, foi realizado o teste de Hausman sobre as equações (30) e (31) para averiguar qual modelo se adequaria melhor ao estudo, fixo ou aleatório.

O teste de Hausman aplicado na equação (30) gerou $W = 8,38$ e na equação (31) $W = 0,07$. Como o valor χ^2 tabelado, em 5% de significância, com 19 graus de liberdade, é de 30,1435, o teste apontou que ambas as equações devem ser modeladas por efeitos fixos.

O método utilizado para a estimação dos dados em painel de efeitos fixos via MQO apontou a presença de heterocedasticidade de seções cruzadas, isto é, a variância dos distúrbios da função de regressão não é constante, o que torna os estimadores da função de regressão não eficientes. Neste caso, o modelo foi estimado por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), que após transformações nas variáveis do modelo, que tornam a variância do distúrbio homocedástica, permitiu que os estimadores se tornassem eficientes.

A modelagem da regressão em painel via efeitos fixos, como já mencionado, pode incorporar efeitos fixos de seções cruzadas, isto é, características que variam de um setor para outro, mas são constantes ao longo do tempo. Na equação (30), isto pode estar associado à elasticidade renda-consumo de cada setor, que é relativamente constante ao longo do tempo por estar ligada a características culturais dos indivíduos. No caso da equação (31), os efeitos fixos de seções cruzadas estão relacionados ao grau de monopólio de cada setor sobre a influência dos preços setoriais.

Assim, como os efeitos fixos para cada setor podem controlar as variáveis que são constantes ao longo do tempo, mas diferem entre os setores, os efeitos fixos temporais podem controlar variáveis que são constantes entre os setores,

mas evoluem ao longo do tempo. Neste âmbito, a imposição de variáveis binárias nos períodos substituiu a modelagem das expectativas feita por Battine e Haldane (1999).

A teoria de Expectativas Racionais, formalizada na crítica de Lucas, considera que as expectativas estão em função dos valores correntes que são apropriados para se realizar alguma previsão. A teoria detalha ainda a necessidade de que as expectativas estejam em função de variáveis políticas atuais e das possíveis alterações que podem ser previstas pelos agentes econômicos. Portanto, a modelagem aqui proposta, através da imposição de variáveis binárias em cada período, é capaz de captar no modelo de regressão as mudanças que ocorrem concomitantemente em todos os setores, em outras palavras, quando há qualquer mudança de expectativa que incida sobre toda a economia. Ressalta-se, adicionalmente, que a metodologia utilizada economiza esforço matemático que deve ser implementado quando se pretende incorporar, por exemplo, a variável de expectativa racional, *forward looking*, na análise econométrica, gerando por fim, um modelo mais parcimonioso e de menor abstração.

Sucintamente, a modelagem em painel das equações (30) e (31), por efeitos fixos de seções cruzadas e temporais, geram diferentes interceptos para cada setor, contudo, as declividades estimadas nos parâmetros são iguais em todos os setores.

A presença do hiato produtivo como variável endógena explicativa causou um viés de simultaneidade. Isto ocorre porque a variável endógena explicativa estava correlacionada com o termo de erro da equação, o que tornou os estimadores inconsistentes, conforme mostrou o teste de especificação de simultaneidade de Hausman, indicado por Gujarati (2000). Tal problema foi solucionado pelo método de estimação em dois estágios. No primeiro estágio estimou-se o modelo (30) e na segunda fase reestimou-se os parâmetros do modelo (31), utilizando as estimativas da variável endógena explicativa obtida na equação (30).

A equação (30) foi utilizada para verificar o impacto da taxa de juros sobre a produção, fornecido pelos parâmetros de cada setor α_{1k} , e a equação (26) para verificar a relação entre a variação da produção sobre a inflação, através do parâmetro estimado χ_{k1} . Com essas informações, foi possível obter a taxa de sacrifício (*TS*), basicamente, a relação percentual entre queda de produção e queda da inflação no curto prazo na economia brasileira.

3.1.3 Lei de Okun

Para verificar a taxa de sacrifício foram utilizadas análises de figuras, e regressão por MQO, através das quais se procurou estimar uma lei de Okun para o Brasil. Devido a características intrínsecas à economia brasileira, foram realizadas modificações na Lei de Okun e que serão apresentadas ao longo do capítulo “Resultados” deste trabalho. Finalmente, cabe destacar que as análises dos resultados mantiveram *links* entre impactos de curto e longo prazo da política monetária sobre o nível de produção e desemprego.

Para analisar a questão da relação entre o desemprego e a política monetária na economia brasileira foi tomada a taxa de desemprego da Região Metropolitana de São Paulo, município de São Paulo e demais municípios da Região Metropolitana de São Paulo (Referência 30 dias, Seade e Dieese/PED) que compreende desemprego oculto (trabalho precário e desemprego por desalento) e desemprego aberto.

Não foi utilizado o índice de desemprego da economia brasileira devido ao fato de o IBGE, que calcula este índice, ter mudado a metodologia de cálculo, não sendo mais possível comparar longos períodos sequenciais no tempo, já que ocorre uma quebra estrutural nos dados mensais. Portanto, tomou-se o índice de desemprego da Região Metropolitana de São Paulo, que é a região mais industrializada do país, como *proxy* para o Brasil.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Função de reação

O Quadro 2 apresenta as estimativas para a Regra de Taylor no Brasil. Os modelos *backward looking* e *forward looking* foram utilizados para se estimar a reação do BACEN. As estimativas receberam correção de heterocedasticidade e auto-correlação pelo método de Newey-West¹⁰.

Como se pode verificar, apenas a estimativa do modelo *backward looking* foi significativa, enquanto no modelo *forward looking* todos os parâmetros foram não significativos, além do teste *F* apontar que todos os parâmetros estimados devem ser iguais a zero. Assim, as estimativas apontam que, no período da amostra, o BACEN ateou-se mais aos recentes resultados do período anterior do que nas previsões de inflação e hiato por ele feitas.

¹⁰ O método de Newey-West possibilita eliminar a influência da violação de pressuposições clássicas do modelo de MQO de homocedasticidade da variância e ausência de auto-correlação dos erros sobre o teste “*t*” de *student* no nível de significância dos coeficientes estimados.

No modelo *backward looking* os parâmetros estimados foram significativos, no entanto, o sinal da variável h foi contrária àquela indicada pela regra de Taylor. Essa estimativa aponta que o BACEN, como regra de reação, aumentou a taxa de juros em época de recessão econômica, e vice versa, o que contraria a hipótese adotada *a priori*. Desta forma, optou-se em estimar uma regra de Taylor, que por hipótese, considera que o BACEN não levou em consideração a variação de h no momento em que decidiu a taxa de juros básica da economia – tal modelo foi denominado *backward looking* ($c = 0$)¹¹. Os dois modelos *backward looking* obtidos apresentaram apenas um razoável grau de ajuste, de 66% e de 46%.

QUADRO 2 – Estimativa MQO da Regra de Taylor para o BACEN, dados mensais, modelo *Backward Looking* de 1999:7 a 2005:5; modelo *Forward Looking* 2001:11 a 2005:5.

Variável Dependente: Taxa SELIC (i)			
Modelo	<i>Backward Looking</i>	<i>Forward Looking</i>	<i>Backward Looking</i> ($c = 0$)
Constante (a)	16,81 (0,000)	19,34 (0,0000)	16,31 (0,0000)
Afastamento da Meta (b)	0,5708 (0,0028)	0,2241 (0,5370)	0,7164 (0,0061)
Hiato do Produto (c)	-0,6072 (0,0003)	-0,5350 (0,1169)	-
R^2 – Ajustado	0,6616	0,0489	0,4633
<i>Akaike</i>	3,9372	5,3445	4,3846
<i>Schwarz</i>	4,0335	5,4674	4,4489
<i>Prob(F-statistic)</i>	0,0000	0,3663	0,0000

NOTA: () representa probabilidade de rejeição do coeficiente estimado pela estatística “ t ” de student

FONTE: Dados da pesquisa

¹¹ A leitura das atas do COPOM fortalece esta hipótese, já que ela indica que o BACEN aumenta a taxa de juros quando o excesso de hiato tende a comprometer a meta de inflação do ano. Em nenhum momento no “Relatório de Inflação” é encontrada alguma justificativa para baixar a taxa de juros porque a economia passa por alguma recessão. Em geral, o BACEN diminui a taxa básica de juros quando a inflação não compromete a meta do ano.

Após a adoção do *inflation targeting* a economia brasileira passou por choques de câmbio e credibilidade. Por outro lado, após o início do governo Lula, não houve fortes choques sobre a economia, de maneira que o BACEN realizou a política monetária calcando-se mais especificamente sobre a taxa de inflação e a taxa de produção da economia. Por isso, suspeitou-se que pode ter ocorrido uma quebra estrutural no modelo, comprometendo os resultados encontrados.

Para verificar este fato foi realizado um teste de estabilidade dos coeficientes do modelo *backward looking* do Quadro 2. Através do Teste de Chow constatou-se a presença de uma quebra estrutural do modelo, entre o período de 2002 e 2003, em um nível de significância de rejeição inferior a 1%.

Neste sentido, estimou-se mais uma vez a função de reação do BACEN, tomando o período do atual governo, janeiro de 2003 a setembro de 2005. Os resultados são apresentados no Quadro 3. Como anteriormente, o modelo recebeu correções para heterocedasticidade e auto-correlação.

Verifica-se que os resultados do novo período em muitos aspectos não diferem dos anteriores. Mais uma vez apenas o modelo *backward looking* foi significativo, e o sinal do hiato também foi o inverso ao proposto pela teoria. Contudo, o grau de ajustamento do modelo *backward looking* desta regressão foi superior ao modelo anterior, revelando melhor adequação aos dados em virtude da ausência de grandes choques neste período.

Um interessante resultado que merece considerações adicionais é a relação negativa e significativa entre a taxa SELIC e o hiato do produto. O divergente resultado sugere que o BACEN não deu muita importância para as flutuações da economia e decidiu a taxa de juros tomando a inflação como principal referência ao longo do período analisado. Em outras palavras, o peso que o BACEN deu para a inflação foi alto e não houve reconhecimento por parte da autoridade monetária brasileira do impacto da taxa de juros sobre o nível de produção.

QUADRO 3 – Estimativa MQO da Regra de Taylor para o BACEN, dados mensais, modelo *Backward Looking* e *Forward Looking* 2003:1 a 2005:9.

Variável Dependente: Taxa SELIC (<i>i</i>)			
Modelo	<i>Backward Looking</i>	<i>Forward Looking</i>	<i>Backward Looking</i> (<i>c</i> = 0)
Constante (<i>a</i>)	14,62 (0,0000)	19,63 (0,0000)	14,50 (0,0000)
Afastamento da Meta (<i>b</i>)	1,1215 (0,0000)	0,4045 (0,3301)	1,1413 (0,0061)
Hiato do Produto (<i>c</i>)	-0,4802 (0,0563)	-0,9971 (0,019)	-
R ² – Ajustado	0,7610	0,041	0,7359
<i>Akaike</i>	4,1368	5,5190	4,2093
<i>Schwarz</i>	4,2729	5,6537	4,3000
<i>Prob(F-statistic)</i>	0,0000	0,1966	0,0000

NOTA: () representa probabilidade de rejeição do coeficiente estimado pela estatística “*t*” de student

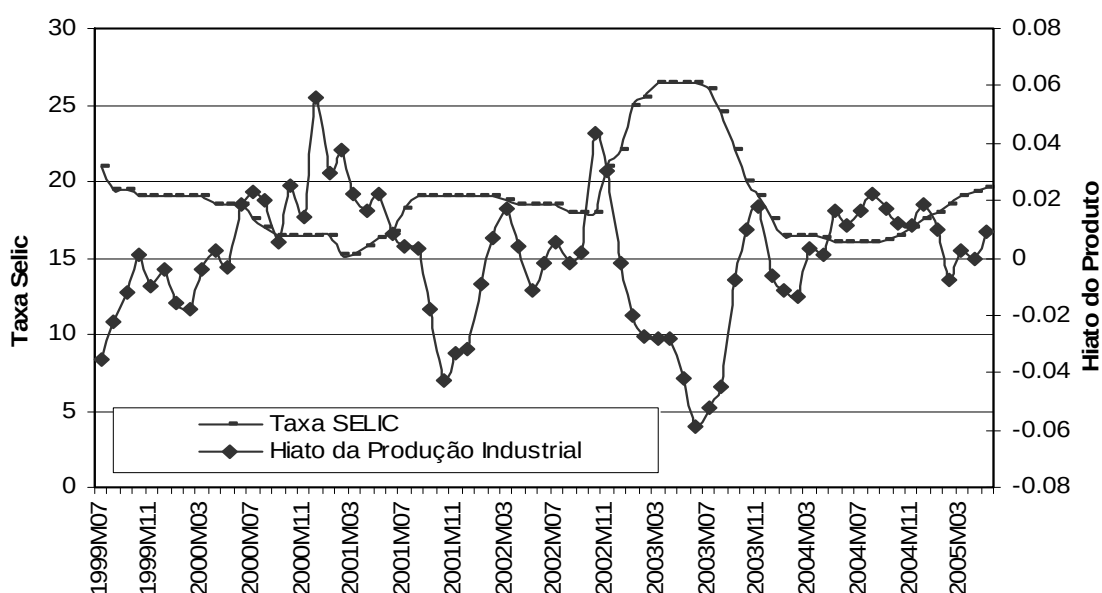
FONTE: Dados da pesquisa

A Figura 7 avalia a relação entre o hiato do produto e a taxa SELIC. A inspeção gráfica evidencia que a taxa de juros determinada pelo BACEN não acompanhou positivamente o nível de produção industrial do país. Por outro lado, nota-se uma relação negativa entre períodos de recessão e expansão em relação à decisão de taxa de juros. Possivelmente a relação causal negativa encontrada nas equações anteriormente estimadas, ocorreu no sentido de que a produção foi influenciada pela taxa de juros e não o contrário.

Para confirmar esta hipótese realizou-se um teste de causalidade de Granger, com até sete *lags*, verifica-se, ao nível de 5% de significância, que a taxa SELIC causou o hiato do produto. Contudo, o hiato do produto não causou SELIC, no sentido de Granger. Portanto, ocorreu uma causalidade unidirecional

em que a variação da taxa de juros precedeu a variação no hiato do produto, mas a variação do hiato não precedeu a variação na taxa de juros.

Ao se realizar o teste de Granger na variável afastamento da meta e taxa SELIC, obteve-se ao nível de 5% de significância, com até sete *lags*, uma relação de causalidade bidirecional, tanto a variável afastamento da meta precedeu variações na taxa de juros, como a variável de juros causou, no sentido Granger, a variável afastamento da meta. Estes indicativos apontam que a relação encontrada entre taxa SELIC e Hiato do produto, embora significativa, não correspondeu o real comportamento do BACEN quando determinou a taxa de juros básica da economia.

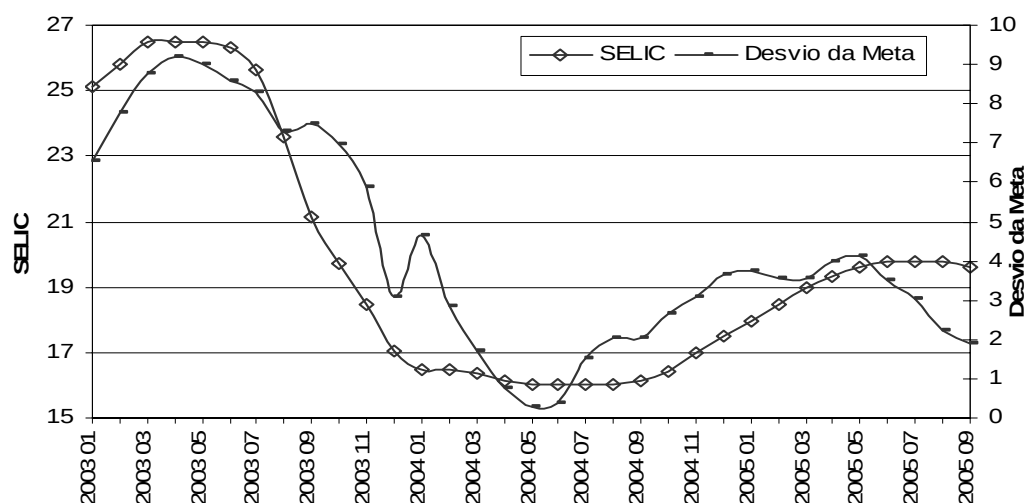


FONTE: Dados da Pesquisa

FIGURA 7 – Comparativo Entre a Variável Hiato do Produto e Taxa SELIC. Dados Mensais, 1999:7 a 2004:9.

Os resultados sugerem que o BACEN, nos períodos analisados, não se preocupou em utilizar políticas monetárias para evitar bruscas variações nas flutuações da economia brasileira. As evidências apontam que a condução da

política monetária no Brasil, assim como visto no referencial teórico deste trabalho, desde a implantação do Plano Real, apresentou-se com forte associação a doutrinas que pregam a utilização da política monetária apenas como instrumento para manutenção de uma baixa taxa de inflação. A Figura 7, por exemplo, indica que o período entre novembro de 2002 a novembro de 2003, em que a taxa SELIC apresentou os maiores índices da amostra, foi onde o hiato de produção teve sua maior queda, cerca de -6% em junho de 2003. Tal política foi realizada devido às crises internas e externas que repercutiram fortemente sobre a economia brasileira, gerando grande desvalorização cambial e repasse ao IPCA, como já mencionado na Figura 2. A Figura 8 fortalece os indícios obtidos na regressão *backward looking* e mostra como a política de taxas de juros apresentou a mesma tendência do desvio da inflação corrente em relação à meta anual determinada pelo CMN.



FONTE: Dados da Pesquisa

FIGURA 8: Relação entre a Taxa SELIC e Desvio da Meta Anualizada.
Dados Mensais, 2003:1 a 2005:9.

4.2 Resultados da taxa de juros sobre o hiato do produto

Os resultados a seguir dizem respeito ao impacto da taxa de juros sobre os setores de produção industrial da economia brasileira, segundo a estimação de dados em painel. Inicialmente, utilizou-se o teste F para averiguar se há a necessidade da imposição de efeitos de seções cruzadas e temporais sobre o modelo.

As análises realizadas através do teste F indicam que os efeitos fixos de seções cruzadas são significantes para determinar as diferenças do impacto da taxa de juros sobre o hiato do produto. O teste realizado aponta um F calculado de 121,24 enquanto o F tabelado é de 1,57. Desta forma, não se rejeita a hipótese nula de que existe heterogeneidade entre os setores e que os termos de interceptos são diferentes para as classes produtivas analisadas.

Devido ao extenso tamanho das séries temporais aqui utilizadas, a imposição de variáveis binárias em períodos mensais gerou um problema de multicolinearidade regressão. A saída encontrada para avaliar o efeito temporal na equação foi adicionar variáveis binárias trimestrais nos dados. Neste caso, supôs-se que a expectativa é relativamente fixa em três meses. O teste F gerou um valor de 40,76, sugerindo que o efeito temporal, ou seja, de expectativa, tem relação com a variação percentual do nível de produção dos setores analisados.

Assim, os resultados mostram que a política monetária sobre o setor industrial brasileiro apresentou diferentes interceptos em cada setor, isto é, fatores que variam de um setor para outro, mas são constantes ao longo do tempo dentro do setor. Neste caso, a elasticidade renda-consumo deve causar os efeitos fixos de seções cruzadas. Por exemplo, ao aumentar a taxa de juros, o setor deparou-se com a queda de renda da população. Os efeitos fixos temporais (doravante efeito expectativa) foram significativos e se mostraram importantes para determinar o valor real do impacto da taxa de juros determinada pelo BACEN sobre os setores industriais da economia brasileira.

Como se pode verificar pelo Quadro 4, os dados apresentaram sinais coerentes com a teoria e a adequação do modelo foi boa, com R^2 ajustado superior a 88%, o que mostra uma boa representatividade das variáveis explicativas adotadas pelo modelo para responder ao hiato do produto. Verificou-se que a defasagem de seis meses da taxa de juros gerou os resultados mais representativos da regressão em painel sobre o hiato. Os resultados encontrados apontam que o aumento de 1 p. p. da taxa de juros teve um impacto médio negativo de 0,55% no hiato do produto. As outras defasagens realizadas em torno do sexto mês, embora tenham sinais coerentes, ou seja, negativos em relação ao aumento da taxa de juros, não apresentam significância estatística, sendo, portanto, descartados para análises adicionais. Já a desvalorização de 10% da taxa de câmbio gerou um aumento médio de 0,12% no hiato do produto.

QUADRO 4 – Estimação com Dados em Painel da Equação (25), dados mensais 1994:08 a 2005:05.

Variável Dependente: Hiato do Produto (h_t)	Coefficiente	Prob (t-Statistic)
Constante (α_{0i})	-0,2466	0.3889
Hiato do Produto Defasado (α_{1i})	0,8771	0.0000
Taxa de Juros Defasada (α_{2i})	-0,5468	0.0000
Taxa de Câmbio defasada (α_{3i})	0,0123	0.0035
R^2 - ajustado	0,8897	
Prob(F-statistic)	0,0000	

FONTE: Dados da Pesquisa

Em relação a trabalhos de outros autores, Bonomo e Brito (2001) obtiveram um coeficiente de relação entre taxa de juros e hiato do produto de -0,2, para estimativa *forward looking*, e -0,28, para estimativa *backward looking*, números próximos aos resultados encontrados por Andrade e Divino (2000) e Pastore e Pinotti (2000), citados por Bonomo e Brito (2001). O resultado do presente trabalho, contudo, aproxima-se do encontrado por Battine e Haldane (1999) para a Inglaterra, que apresentou um coeficiente de -0,5. Bonomo e Brito

(2001) ressaltaram que seria esperado um coeficiente maior para a Inglaterra do que para o Brasil, já que aquele país estava mais adaptado ao sistema de metas de inflação. Assim, baseado nesta afirmação, espera-se que ao longo do tempo a variação das taxas de juros passe a impactar mais forte a economia brasileira. Para fins de comparação com o trabalho de Bonomo e Brito (2001), o modelo de dados em painel foi reestimado para o período próximo ao que Bonomo e Brito (2001) realizaram seu trabalho, 1994:07 a 2001:03. O coeficiente obtido foi de -0,36 para uma defasagem também de seis meses.

4.3 Relação entre inflação setorial e hiato do produto setorial

Realizou-se o teste F para verificar se a heterogeneidade dos setores e/ou caráter temporal são fatores importantes para se explicar a relação entre a inflação e as variáveis independentes utilizadas. O teste F realizado para efeitos de seções cruzadas indicou um F calculado de aproximadamente 87,34, enquanto o tabelado é de 1,57, não rejeitando, portanto, a hipótese nula de que existe heterogeneidade entre os setores analisados, ou seja, o intercepto não é comum. Já na aplicação do teste F , para verificar o efeito expectativa, obteve-se um F calculado de 52,59. Assim, não se rejeita a hipótese da existência do efeito expectativa sobre a inflação setorial.

Dentre as indicações fornecidas por esta análise, uma importante verificação é de existência de heterogeneidade dos setores quanto à variação da inflação, mas que ocorreram por meio de choques regulares em toda a economia, como sugere a imposição do efeito expectativa sobre o modelo. Isto indica que todos os setores foram atingidos por choques na economia, contudo, a adaptação a estes choques ocorreu de forma diversificada.

Assim, quando o BACEN realizou alguma política alterando os juros, ele pode afetar o nível de atividade do setor industrial em geral. Contudo, mediante ao ciclo econômico gerado cada setor acomodou de modo diferente o repasse dos

preços. Visualiza-se então que existiu algum poder de monopólio entre os setores, caso contrário, não haveria diferentes interseções setoriais para cada ponto de variação da inflação quando houvesse variação da produção.

As estimativas realizadas mostram que as primeiras defasagens do hiato da produção fizeram com que o efeito do excesso de produção nos setores gerasse impacto negativo sobre a inflação setorial. Isto era esperado, já que os dados são mensais e ocorrem consideráveis defasagens entre aumento da produção, variação de estoque até o repasse aos preços dos produtos. As estimativas apontam que o excesso de hiato do primeiro até o quarto mês de produção gerou uma queda máxima de 0,07% da inflação setorial para um hiato de produção positivo de 1%.

O coeficiente de hiato do produto começou a apresentar sinais positivos e teve significância estatística a partir do sétimo mês de defasagem, apresentando uma relação de aumento de 0,07% da inflação para um aumento de 1% do hiato produtivo. Entre o oitavo mês até o décimo terceiro mês de defasagem o coeficiente de repasse situou-se em torno de 0,12% de repasse inflacionário setorial, para um aumento de 1% do hiato produtivo setorial, sendo que o pico máximo de repasse foi, no décimo mês de defasagem, cerca de 0,16% de repasse inflacionário, o qual é mostrado no Quadro 5. Os índices acumulados denotam que, para uma aumento de 1% do hiato produtivo, o repasse total para a inflação foi de cerca 0,8%.

O repasse da desvalorização cambial foi estimado em 0,3% para uma desvalorização de 10% da moeda em relação ao período anterior. O coeficiente χ_{1i} é negativo, isto indica que o BACEN conseguiu eliminar a possibilidade de uma inflação inercial, ou seja, o fato da inflação do período passado ter tido impacto negativo no período seguinte aponta o sucesso do controle inflacionário por parte do BACEN eliminando expectativas de aumentos inflacionários sucessivos.

Todavia, deve-se notar que o modelo estimado apresenta baixo coeficiente de explicação, R^2 -ajustado, cerca de 12%. Dada a baixa relação de explicação do

modelo, verifica-se que a melhor compreensão da inflação da economia brasileira deveria ser realizada pela imposição de outras variáveis que medem outros choques, por exemplo, de custos sobre os setores da economia.

QUADRO 5 – Estimativa da equação (26) com dados em painel por efeitos fixos. Dados mensais 1994:08 a 2005:05.

Variável Dependente: Inflação Setorial (π_{kt})	Coeficiente	Prob (t-Statistic)
Constante (χ_{k0})	0,0004	0,9562
Inflação Defasada (χ_{li})	-0.2842	0.0000
Hiato do Produto Defasado (χ_{2i})	0.1654	0,0002
Taxa de Câmbio Defasado (χ_{3i})	0,03	0,018
R ² - ajustado	0,1273	
Prob(F-statistic)	0,0000	

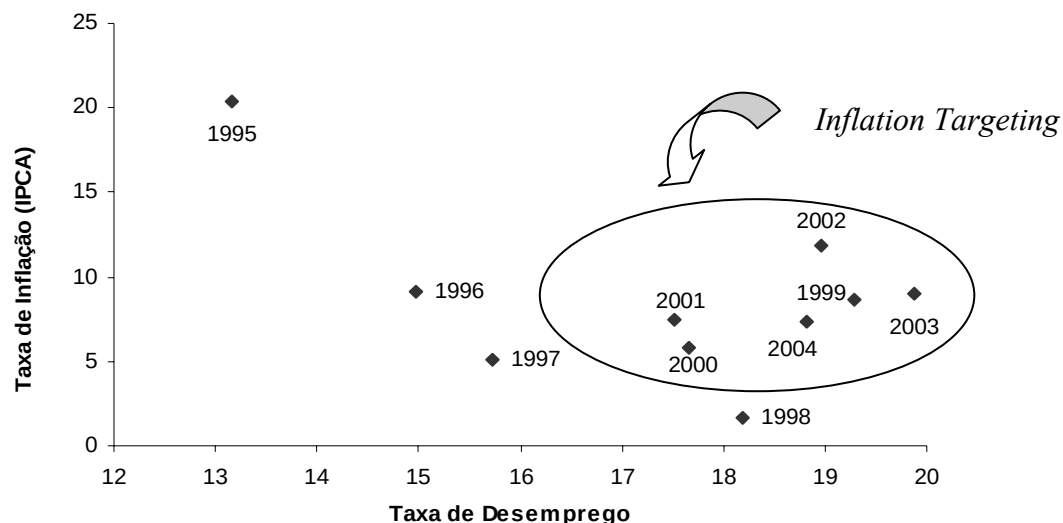
FONTES: Dados da Pesquisa

Bonomo e Brito (2001), embora tomando a inflação nacional, acharam um coeficiente de repasse do hiato sobre a inflação de 0,1, próximo ao encontrado no presente trabalho. Já Freitas e Muinhos (2001) obtiveram um coeficiente de 0,31. Contudo, deve-se ressaltar que apenas o trabalho de Bonomo e Freitas (2001) preocupou-se, efetivamente, em modelar as expectativas para a estimação das equações. Mais uma vez, verificou-se que a utilização de modelos com dados em painel, impondo variáveis binárias temporais é capaz de captar os efeitos das expectativas sobre a economia.

4.4 Taxa de sacrifício

A Figura 9 foi elaborada com o intuito de verificar a relação entre o período pós-Plano Real de controle cambial até a adoção do *inflation targeting*. A taxa de desemprego da região metropolitana de São Paulo foi tomada como

proxy para o índice de desemprego da economia brasileira. Neste sentido, tomou-se a relação entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego, em dados anuais, para realizar a comparação entre antes e depois da adoção do *inflation targeting*.



FONTE: Dados da Pesquisa

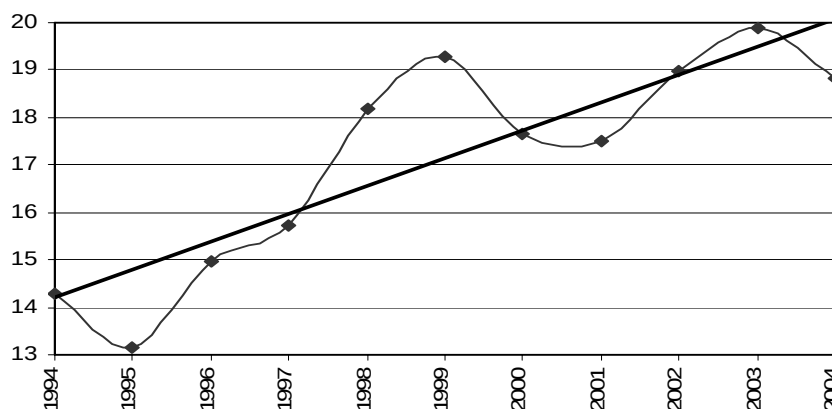
FIGURA 9 – Relação entre Variação p.p. do IPCA do Brasil e p.p. da Taxa de Desemprego, Região Metropolitana de São Paulo, Referência 30 dias. Dados Anuais – 1995 a 2004.

A inspeção gráfica sugere que existe uma relação inversa entre a taxa de inflação medida pelo IPCA e a taxa de desemprego, entre antes e depois da entrada do regime de metas, endossando as hipóteses discutidas no trabalho de Mendonça (2001). Em outras palavras, em princípio os custos sociais da manutenção de uma baixa taxa de inflação não foram desprezíveis. Como se pode verificar, a taxa de desemprego não apresentou tendências claras de voltar aos mesmos índices de 1996 e 1997, o que pode sugerir o deslocamento da TDNAI. Ao longo do período 1995-2004 (especialmente 1995 a 1998), o digrama de dispersão da Figura 9 sugere a existência de uma relação inversa entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego. No entanto, no período de 2000 a 2004, que coincide com a vigência do sistema de metas, o desemprego tem-se mantido em torno de uma taxa de 18,5%. Porém, observa-se, que após a adoção

do regime de metas, o nível de desemprego permanece nos patamares mais altos do gráfico, enquanto a inflação se aproximou dos mesmos índices de 1996 e 1997, indicando assim, que pode ter ocorrido o fenômeno da histerese na economia brasileira.

No presente caso, a histerese implica que pode haver espaço para o desemprego diminuir sem que se registrem alterações fundamentais no mercado de trabalho, logo sobre a taxa de inflação da economia. A velocidade e a quantidade de diminuição do desemprego depende da rapidez com que os mecanismos da histerese possam agir em sentido contrário, à medida que o desemprego diminua em vez de aumentar.

A Figura 10 sugere que o nível de desemprego apresentou deslocamentos ascendentes ao longo dos anos. Em relação ao período após a adoção do regime de metas inflacionárias, houve um aparente salto da taxa média de desemprego paulista de 16 p.p. para uma taxa de oscilando em torno de 18 p.p. Observa-se que o aumento da taxa de desemprego foi crescente em todo período da amostra, particularmente, a partir de 1998.



FONTE: Dados da Pesquisa

FIGURA 10 – Variação e Tendência Ponto Percentual do Desemprego na Região Metropolitana de São Paulo, Referência 30 dias. Dados Anuais – 1995 a 2004.

O Quadro 6, que a apresenta a regressão estatística da linha de tendência da Figura 12, mostra que a taxa de crescimento do desemprego médio entre 1994 até 2004 foi próxima a 0,6 p.p. ao ano, ou ainda um aumento percentual de, em média, 2,73% ao ano. A linha de tendência aqui encontrada foi tomada como a histerese da economia brasileira ao longo deste período estudado.

Verificando que a taxa média de crescimento do PIB, 1994 a 2004, foi em torno de 2,8%, depreende-se, portanto, que a taxa de crescimento da economia não foi capaz de manter o nível de desemprego estável. Chama-se a devida atenção para se observar que o programa de metas de inflação, em termos de política econômica, apenas deu continuidade a postura de *policy markers* que não conseguiram formular projetos de crescimento econômico para o país, desde o Plano Real, para diminuir a taxa de desemprego ao longo do tempo. Em outras palavras, nem a política de controle cambial, nem o *inflation targeting*, ao menos mantiveram a taxa de desemprego fixa ao longo do tempo.

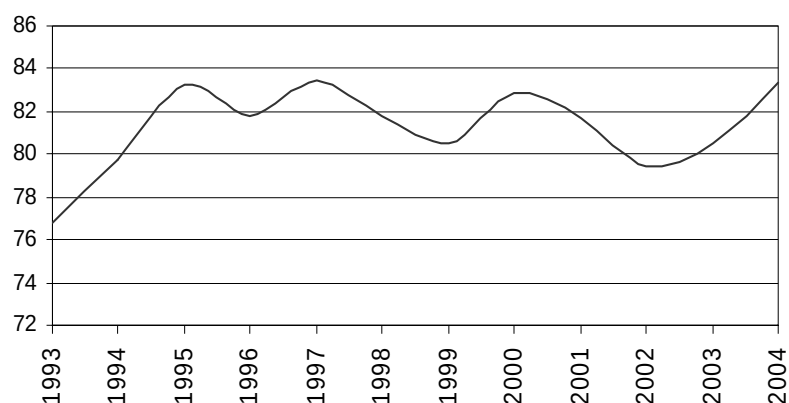
QUADRO 6 – Linha de tendência do Desemprego na Região Metropolitana de São Paulo. Dados anuais, 1994 a 2004.

Variável Dependente: Variação Ponto Percentual do Desemprego	
Constante	14,1977 (0,0000)
Tendência do Desemprego no Tempo	0,5868 (0,0001)
R ² – Ajustado	0,7233
<i>Akaike</i>	3,3339
<i>Schwarz</i>	3,4063
<i>Prob(F-statistic)</i>	0,0000

NOTA: () representa probabilidade de rejeição pela de estatística “t” de *student*.

FONTE: Dados da Pesquisa

A Figura 11 fortalece os indícios de que existiu a histerese. Verifica-se que não houve uma tendência de queda na utilização da capacidade industrial da economia, já que, por outro lado, quando a utilização voltasse a aumentar a taxa de desemprego cairia. Como se pode verificar embora a taxa de utilização em 1995, 1997, 2000 e 2004 foram praticamente as mesmas, em torno de 83%, a taxa de desemprego na Região Metropolitana de São Paulo saltou de 14% para 19%. Isto revela que a taxa de investimento não foi suficiente para manter o índice de desemprego fixo ao longo do tempo estudado, pois, com as mesmas porcentagens de utilização da capacidade instalada, as taxas de desemprego continuaram aumentando a cada ano.



FONTE: FGV/Conj. Econômica

FIGURA 11 – Utilização da Capacidade - Indústria - Média - Anual (%).

No que diz respeito aos índices de desemprego no Brasil, tomando a antiga e a nova metodologia de mensuração do desemprego pelo IBGE, a taxa de desemprego em 2004 foi de 11,5 p.p., enquanto que em 1995 a taxa era de 6,2 p.p., fortalecendo os dados encontrados neste trabalho, o qual aponta que o desemprego cresceu numa taxa anual entre 0,5 p.p. e 0,6 p.p. Já em 2005, houve uma pequena redução da taxa de desemprego da economia brasileira, entre janeiro e agosto de 2005, para 10 p.p. (último dado disponível quando o trabalho foi realizado), não indicando ainda sinais de mudanças da dinâmica econômica

do Brasil. Em outras palavras, os dados tenderam a indicar que a economia teve a TDNAI deslocada para um ponto de maior taxa de desemprego ao longo do tempo, ou ainda que a taxa de investimento econômico não foi suficiente para diminuir o desemprego ao longo do tempo. Outro fato preocupante para a economia brasileira é o alto nível de desemprego dos jovens entre 18 e 24 anos, tido como um dos índices mais altos do mundo, que segundo o IBGE (2005) é de 20%, dados médios de 2004 e 2005.

Mediante os dados fornecidos por estas análises, foi construída uma equação para se estabelecer uma Lei de Okun modificada para o Brasil. Como verificado, o país cresceu numa taxa média de 2,8% do PIB, ao passo que o desemprego aumentou na taxa de 2,73% a cada ano. Neste sentido, a Lei de Okun modificada foi formulada pela seguinte expressão:

$$u_t - 2,73\% = -\alpha(y_t - 2,8\%) \quad (32)$$

A equação apresentada indica que se o PIB cresce a uma taxa de 2,8% no ano, então, a expressão gera $u_t = 2,73\%$, ou seja, a taxa de desemprego aumenta em 2,73%, ou 0,58 p.p. como foi verificado no Quadro 6. Para encontrar o valor de α foi realizada uma manipulação algébrica na equação (32) em que:

$$u_t = -\alpha y_t + c + \varepsilon_t \quad (33)$$

onde se espera $c = \alpha.2,8 + 2,73$.

Assim, testou-se a regressão onde a variação percentual do desemprego depende da variação percentual do PIB, como indicado pela equação (32). O Quadro 7 mostra os resultados obtidos. Os sinais dos parâmetros são coerentes com a Lei de Okun proposta, mas a equação tem apenas um razoável grau de explicação, em torno de 42%. O parâmetro α estimado tem valor aproximadamente igual a -2,95. O parâmetro constante da equação é significativo e tem valor igual a 10,68, próximo ao valor esperado de 10,57.

QUADRO 7 – Relação entre a variação percentual do Desemprego e PIB, dados anuais, 1994 a 2004.

Variável Dependente: Variação Percentual do Desemprego	
Constante	10,6852 (0,0064)
Variação percentual do <i>PIB</i>	- 2,9682 (0,0008)
R^2 – Ajustado	0,4277
<i>Akaike</i>	6,6709
<i>Schwarz</i>	6,7432
<i>Prob(F-statistic)</i>	0,0000

NOTA: () representa probabilidade de rejeição pela de estatística “t” de *student*

FONTE: Dados da pesquisa

Finalmente, a relação apresentada pela equação sugere que, durante os anos estudados, para que o desemprego se mantivesse fixo a taxa média de crescimento da economia deveria ter sido:

$$u_t = -2,95(y_t) + 10,14 = 0$$

$$y_t \cong 3,8$$

ou seja, em torno de 3,8% ao ano, isto é, a economia brasileira deveria ter crescido cerca de 1% a mais do que a taxa média normal de crescimento de 2,8% para que o desemprego se mantivesse no mesmo nível.

Destarte, é possível então que a proposição da lei de Okun modificada para o Brasil indique que a taxa de crescimento natural para a economia deveria ser em torno de 4% ao ano para que pelo menos o desemprego se mantivesse estável.

Finalmente, com todas as informações dos parâmetros em mãos é possível calcular a taxa de sacrifício que a população pagou para a manutenção do controle inflacionário.

A regra de Taylor estimada sugere que para a expectativa do aumento de 1% da taxa de inflação acima da meta estabelecida pelo governo, o BACEN

aumentou a taxa de juros em 1,14 p.p. Como a relação aponta que o aumento de 1 p.p. da taxa de juros ocasionou uma queda em torno de 0,55% do hiato, o aumento de 1,14 p.p. gerou uma queda no hiato em torno de 0,627%. Para cada 1% de queda no hiato da produção houve uma queda acumulada de 0,8% da inflação, portanto uma queda de 0,627% do hiato gera uma queda de 0,5% da inflação.

Em termos cumulativos, os parâmetros estimados apontam que para a queda de 1% da inflação, em um ano, foi necessário gerar uma queda de 1,25% do hiato do produto, o que significou aumentar a taxa de juros em 2,8 p.p. distribuídos durante um ano.

Seguindo a lei de Okun estimada para o Brasil a queda de 1,25% do hiato do produto gerou um aumento 3,5% do desemprego em um ano, sendo que 2,7% desta taxa foi fixa na economia brasileira e 0,8% foi flutuante, ou seja, após a recuperação da economia esta taxa de 0,8% de aumento de desemprego tendeu a zero, para voltar a TDNAI da economia.

Em outras palavras, os dados indicam que para diminuir um 1% da inflação foi necessário gerar uma taxa de 0,58 p.p. de desemprego na economia e uma taxa flutuante de 0,2 p.p. em um ano. É importante lembrar que para níveis maiores de queda da inflação a taxa de 0,58 p.p. não tendeu a mudar, apenas mudou a taxa flutuante de inflação, ou seja, de curto prazo. Isto porque, o que causa o aumento de desemprego está ligado às características econômicas associadas ao longo prazo, ligadas principalmente à acumulação de capital que, por consenso dos economistas, não é premeditada por movimentos de curto prazo.

Como já mencionado, no período anterior à implantação do *inflation targeting*, a política adotada foi de controle da taxa cambial, onde um dos principais instrumentos utilizados pelo governo para manter as taxas de câmbio sob controle foi a elevação da taxa de juros, que chegou a atingir a 40% a.a. para estancar fluxos de capital externo durante as crises cambiais da década de 90. Como visto isto causou sérios problemas aos setores produtivos da economia

brasileira. Portanto, tem-se que pelo menos desde 1994 a taxa de juros é o mecanismo, seja indireto como no regime *crawling peg* ou direto como no regime de metas de inflação, utilizado para manter a taxa de inflação sob controle. O que se pode vislumbrar em dez anos desta política econômica foi que ela apresentou um demasiado custo social que recaiu sobre o Brasil.

Adicionalmente, pode-se constatar que existiu neste período o problema da histerese associado à estratégia de combate à inflação. Assim, além do desemprego ter aumentado cada ano, a taxa de sacrifício exigida para diminuir 1 p.p. da inflação também aumentou. Baseado nos índices de desemprego e nas análises aqui feitas, não é demais supor que a TDNAI da economia em 1995 estava em torno de 5% e em 2005 passou a ser 10%. A permanência da política de juros alto, ao longo do tempo, fez com que a queda do desemprego abaixo do índice de 10% colocasse em risco as metas de inflação estabelecida pelo governo. Neste caso, ocorreu um superaquecimento da economia quando o desemprego atingiu níveis inferiores a 10%, fazendo com que a reação do BACEN fosse aumentar os juros. Isto foi destacado em alguns “Relatórios de Inflação” em 2005, quando a economia chegou a atingir um nível superior a 80% de utilização da sua capacidade instalada. O BACEN utilizou o fato da utilização da capacidade instalada estar em níveis superiores a 80% para aumentar a taxa de juros até outubro de 2005, temendo que o superaquecimento pudesse gerar inflação e acabar por não atingir a meta estabelecida no ano, sendo que, nesta mesma época, o nível de desemprego permaneceu em torno de 10%.

5. CONCLUSÕES

Os modelos estimados apontam no sentido de que o BACEN, ao longo do período analisado, deu importância significativa à inflação, tomando suas decisões baseado na expectativa inflacionária e na tendência da inflação no período em que estipula a taxa de juros. Contudo, observou-se que não existe forte preocupação quanto às flutuações do produto. Isto significa que o BACEN assumiu uma posição na qual o principal objetivo foi manter baixa a taxa de inflação.

A aplicação de regra de Taylor, estimada no período que vigora o *inflation targeting*, para a determinação da taxa de juros básica na economia brasileira indicou uma relação contrária no que diz respeito à condução de política monetária em épocas de recessão ou expansão da produção industrial. A Regra de Taylor diz que o banco central diminui a taxa de juros em épocas de recessão e atua ao contrário quando a economia esteve em expansão. Contudo, ao menos no período analisado, os dados indicam um efeito contrário: a taxa de

juros adotada pelo BACEN teve relação negativa ao hiato do produto, isto é, se a economia esteve em expansão a taxa de juros foi menor; a recíproca foi verdadeira. Mas constatou-se que a relação encontrada disse respeito ao efeito da taxa de juros sobre o produto, confirmado pelo teste de causalidade de Granger.

Conclui-se, então, que a Regra de Taylor não se adequou totalmente às decisões mensais de taxas de juros do BACEN. No entanto, não se observou discricionariedade para a tomada de decisão, como visto, os resultados indicaram que possivelmente a variável à qual o BACEN se apegou para tomar suas decisões foi apenas a taxa de inflação, em um comportamento *backward looking*; com parâmetros *forward looking* não foi possível encontrar uma relação estatística significava. Precisamente, após janeiro de 2003, a função de reação estimada pareceu ser uma boa aproximação da real conduta das políticas monetárias. Empiricamente, a função de reação capturou bem a variação sistemática da taxa básica de juros em função do afastamento da meta anual.

Quanto aos impactos da política monetária, descritas nas curvas IS e de Philips concluiu-se que os efeitos fixos de seções cruzadas – caracterizados na elasticidade renda-consumo e do grau de monopólio de cada setor – e os efeitos fixos temporais – denotados pelas expectativas que recaem sobre a economia brasileira – foram variáveis importantes para correta determinação dos parâmetros. Como já acontece normalmente ao se modelar as expectativas em equações macroeconômicas, este trabalho aponta que a heterogeneidade setorial deve também ser levada em conta quando se procura compreender os efeitos das políticas econômicas sobre o produto. Ao se desprezar as características de cada setor, no sentido do seu comportamento individual frente à política de juros, perdem-se preciosas informações que podem gerar viés nos parâmetros obtidos.

Em relação à modelagem do impacto produtivo sobre o hiato do produto, observou-se que os resultados obtidos neste trabalho são importantes na medida em apontam que a economia não sofreu gargalos específicos no seu setor produtivo, em relação às variações da taxa de juros, já que o efeito expectativa

foi verificado. Em outras palavras, o setor produtivo brasileiro respondeu com equilíbrio às políticas monetárias adotadas pelo BACEN.

Este trabalho concluiu que o nível de desemprego da economia aumentou ao longo do tempo, dada a manutenção da inflação baixa. Não se despreza, aqui, a importância do combate à inflação, contudo, a manutenção da estabilidade econômica da forma adotada, via altas taxas de juros, foi demasiadamente custosa para a sociedade devido à histerese causada. Deve-se lembrar que o Brasil é uma economia em desenvolvimento e que até os países desenvolvidos após adotarem o regime de metas passaram a lidar com taxas de desemprego mais altas após a implantação do regime de metas.

Especificamente, o estudo sobre a relação entre hiato e taxa de juros evidenciaram que, ao longo do tempo, a política monetária tem gerado maior impacto na geração de flutuações econômicas, dado que a comparação de resultados em diferentes épocas da análise forneceu tal confirmação.

Possivelmente, o regime de metas inflacionárias seria bem visto para o Brasil, caso a economia possuísse uma taxa média de crescimento econômico superior a 4% ao ano, e uma taxa de desemprego natural que não fosse tão alta como é atualmente. Contudo, tomado pelos parâmetros que condicionam as atuais características econômicas do país, analisados neste trabalho, sugere-se fortemente que a política econômica adotada passe a focar o crescimento econômico como prioridade, mais do que a taxa de inflação. O que se concluiu é que os indicadores deverão mostrar, cada ano com mais clareza, que manter baixa a taxa de inflação não é garantia de crescimento econômico, isto porque a estrutura econômica brasileira, relacionada aos fatores que geram o crescimento econômico médio da economia, não foi auto-sustentável para absorver toda a mão de obra disponível.

Assim, os formuladores de política econômica, devem reavaliar o que foi feito para gerar crescimento econômico sustentável para o país, dado que em todo período analisado as políticas econômicas ministradas não foram capazes de gerar um ambiente de alto investimento a ponto de diminuir o desemprego. Por

outro lado, o que se verificou é o permanente aumento de desemprego ao longo do tempo, e indicou que a cada ano a taxa de desemprego manteve a inflação em patamares que correspondem à meta de inflação estabelecida pelo CMN foi maior.

As análises aqui feitas indicaram que o produto deveria crescer pelo menos a uma taxa de 4% a.a. para melhorar gradativamente o desempenho da economia brasileira, sem gerar descontrolado inflacionário. Verificou-se que o principal determinante do IPCA diz respeito aos preços administrados, que são pouco afetados pelas variações da taxa de juros. O que se constata é que há pouco controle dos preços monitorados, o que acaba exigindo alto controle sobre os preços livres para que a meta de inflação do ano seja cumprida. Assim, o governo deveria mudar o foco de atuação sobre o IPCA geral, e criar metas para o IPCA de preços livres, ou ainda, criar novas regras para a evolução dos preços monitorados, já que em última instância eles são os verdadeiros potencializadores do IPCA Geral.

Dentre as limitações do trabalho, a relação entre taxa de inflação e hiato do produto apresentou um coeficiente de explicação baixo, o que sugere que o modelo adotado pode não ser o mais apropriado para representar as relações estudadas. Outra limitação importante, foi não utilizar métodos estatísticos avançados para obter com mais precisão a TDNAI, se reconhece que a medida de tendência utilizada não foi a mais apropriada embora ela tenha respondido de maneira satisfatória os objetivos estabelecidos.

Para futuras pesquisas recomenda-se a avaliação de impactos setoriais da política monetária, para se comparar com o impacto geral aqui obtido. Recomenda-se ainda verificar como a variação da taxa de juros tem se relacionado com a taxa de crescimento de longo prazo do produto e desemprego da economia, já que neste trabalho foi tomada a taxa como tendência natural sem considerações adicionais sobre o crescimento médio do produto. Outra recomendação importante é a obtenção da TDNAI da economia. Futuramente, espera-se que uma metodologia para obter a TDNAI seja padronizada, e que uma

série de dados seja disponibilizada nos órgãos estatísticos oficiais do governo; tal procedimento facilitaria de sobremaneira as pesquisas que se dedicam ao estudo das relações entre política econômica e impactos nos agregados macroeconômicos.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAS, A. L. G. Choques tecnológicos e política monetária no Brasil pós Plano Real. 2004. In: *I Seminário de Economia de Belo Horizonte*. Capturado em: <http://www.eg.fjp.mg.gov.br/seminario>. Disponível em novembro, 2005.

BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. New York: John Wiley & Sons, 1995.

BATINI, N; HALDANE, A. G. Forward-looking rules for monetary policy. In: Taylor, J. (ed.). *Monetary Policy Rules London*: The University of Chicago Press, 1999.

BACEN – Banco Central do Brasil, www.bacen.gov.br, disponível em dezembro, 2005.

BACCHETA, P; WINCOOP, E. V. Does exchange stability increase trade and capital. *NBER Working Paper no. 6704*, 1998.

BERNANKE, B. S; MISHKIN F. S. Inflation Targeting: a New Fromework for Monetary Policy, *Journal of Economic Perspectives*, 11(2) 1997.

BETTS, C.; DEVEREUX, M. B. *The international effects of monetary and fiscal policy in two-country model*. Columbia: University of Southern California and University of British, mar. 1999.

BLANCHARD, O. *Macroeconomia: Teoria e Política Econômica*. 2ª ed. Rio de Janeiro: Campus, 2001.

BLANCHARD, O. *Monetary policy and unemployment*. Remarks at the conference Monetary policy and the labor market, in honor of James Tobin, held at the New School University, Nova York, 2003.

BOGDANSKI, J, et al, *Implementing Inflation Targeting in Brazil*. Working Paper Series, Banco Central, julho 2000.

BONOMO, M.; BRITO, R. Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: Uma abordagem de Expectativas Racionais. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 56, n. 4, 2002.

BRAINARD, W. Uncertainty and the effectiveness of policy, *American Economic Review* 57(2), 1967.

CANUTO, O. *Regime de Política Monetária em Economias Abertas*. Texto para discussão. IE/UNICAMP, n. 92, 1999.

CHOW, G. C. *Analysis and Control of Dynamic Economic Systems*, New York, NY: John Wiley & Sons, 1975.

CLARIDA, R; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *NBER Working Paper no. 6442*, 1998.

CORSETTI, G.; PESENTI, P.; ROUBINI, N.; TILLE, C. Competitive devaluations: toward a welfare-based approach. *NBER Working Papers n. 6889*, 1999.

CYSNE, R. P. Benefícios da baixa inflação de 2005. *Jornal Folha de São Paulo*, São Paulo, out. 2005.

DELFIM NETO, A. Sobre metas de inflação. *Economia Aplicada*, v. 3, n.3, 1999.

DE NEGRI, F. Desempenho comercial das empresas estrangeiras no Brasil na década de 90: uma análise de dados em painel. *Revista Economia Aplicada*, v. 8, n. 2, 2004.

DEVEREUX, M. B. *Do Fixed Exchange Rates Inhibit Macroeconomic Adjustment?* Columbia, Center for Economic Policy Research, University of British, 1999.

FGV – Fundação Getúlio Vargas, www.fgv.br, disponível em dezembro, 2005.

FREITAS, P. S.; MUINHOS, M. A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil. *Economia Aplicada*, V. 6, no 1, 2002.

FROYEN, R. T. *Macroeconomia*. São Paulo: Saraiva. 1999, 635p.

FUHRER, J. C. Optimal Monetary Policy and Sacrifice Ratio. *Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policy*. Out, 1994.

FUNCEX – Fundação de Estudos do Comércio Exterior, www.funcex.com.br, disponível em dezembro, 2005.

GALI, J.; MONACELLI, T. *Optimal Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy*. Boston College Working Papers in Economics, 2000.

GIAMBIAGI, F.; CARVALHO J. C. As metas de inflação: sugestões para um regime permanente. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3, julho-setembro, 2002.

GIANNONI, M. P. *Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model with Parameter and Shock Uncertainty*. Federal Reserve Bank of New York, janeiro 2001.

GONÇALVES, C. E. S. Metas de inflação e mecanismos de transmissão de política monetária: o caso brasileiro. *Economia aplicada*, v.5, n.1, 2001.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*, 3ª ed, Prentice Hall, 1997.

GUJARATI, D. *Econometria Básica*, São Paulo: Makron Books, 2000.

JUDGE, G. G.; HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E. et al. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. 2. ed. New York: John & Wiley Son, 1988. 1024p.

HSIÃO, C. *Analysis of Panel Data*. Econometrics Society Monographs, n. 11, Cambridge University Press, 1991.

JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. Taylor's rule and the Fed: 1970-1997. Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review*, 1998.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, www.ibge.gov.br, disponível em dezembro, 2005.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, www.ipeadata.gov.br, disponível em dezembro, 2005.

LANE, P. R. The new open economy macroeconomics: a survey. *Journal of International Economics*, n. 54, 2001.

LIMA, L. A. O. *A política monetária recente: alguns aspectos críticos*. Escola de Economia de São Paulo. Texto para discussão 139, agosto 2004.

MADDALA, G. S. *Introdução à econometria*. 3ª ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003.

MARQUES, L. D. *Modelos Dinâmicos com Dados em Panel: revisão de literatura*. Centro de Estudos Macroeconômicos e Previsão, Faculdade De Economia do Porto, 2000.

MENDONÇA, H. F. Metas de inflação: uma análise para o caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v.5, n. 1, 2001.

MIRANDA, P. C; MUINHOS M. K. A taxa de juros de equilíbrio: uma abordagem múltipla. *Economia Aplicada*, v.9, n.3, 2005.

MISHKIN, F. International experiences with different monetary policy regimes. *NBER Working Papers 6965*, fevereiro 1999.

OBSTFELD M.; ROGOFF, K. Exchange Rate Dynamics Redux. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 103, n. 3, 1995.

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, Janeiro-Março de 2000, p.5-26.

ROMER, D. *Short Run Fluctuations*, University of California, Berkeley, 1999.

ROMER, D. Keynesian Macroeconomics Without LM Curve. *Journal of Economic Perspectives*, 14(2), 2000.

SACK, B. Does the Fed act gradually? A VAR analysis. *Journal of Monetary Economics* (46)1, 2000.

SACHS, J; LARRAIN, F. *Macroeconomia*. Makron: São Paulo. Edição revisada, 1998.

SEMMLER W; ZHANG, W. *Monetary policy with nonlinear Phillips curve and endogenous NAIRU*. Working paper, n. 5. Center for empirical macroeconomics, Bielefeld and New School University, New York, 2004.

SICSÚ, J. Teoria e Evidências do Regime de Metas de inflacionárias. *Revista de Economia Política*, vol 22, n. 1, jan-mar 2002.

SILVA, O. M.; CRUZ JR., J. C. Dados em painel: uma análise do modelo estático. In: Santos, M. L.; Vieira, W. C. *Métodos Quantitativos em Economia*. Viçosa: Editora UFV, 2004.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. *Econometria*. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

SVENSSON, L. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, 1997.

SVENSSON, L. Monetary policy issues for eurosystem. *NBER Working Paper* 7177, junho 1999.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, North Holland, 39, 1993.