

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS – UNISINOS

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

NÍVEL MESTRADO

Marcelo Navarini

**CURVA DE PHILLIPS: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL NO PERÍODO DE  
META DE INFLAÇÃO**

São Leopoldo

2008

Marcelo Navarini

CURVA DE PHILLIPS: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL NO PERÍODO DE META  
DE INFLAÇÃO

Dissertação apresentada à Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Divanildo Triches

São Leopoldo

2008

## **FOLH A DE APROVAÇÃO**

Marcelo Navarini

### **CURVA DE PHILLIPS: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL NO PERÍODO DE META DE INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada como requisito parcial  
para a obtenção do título de Mestre, pelo  
Programa de Pós-Graduação em Economia da  
Universidade do Vale do Rio dos Sinos.

Aprovado em: 09 de outubro de 2008.

#### **BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Roberto Camps de Moraes – Unisinos

---

Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim - PUC-RS

---

Prof. Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes – Unisinos

---

Prof. Dr. Divanildo Triches (Orientador) – Unisinos

Visto e permitida a impressão

São Leopoldo,

Prof. Dr. André Filipe Zago de Azevedo  
Coordenador Executivo PPG em Economia

## **AGRADECIMENTOS**

Dedico este trabalho a minha família, Pedro, Ivone e Eduardo, que sempre incentivaram e me ofereceram todas as condições para que eu pudesse concluir essa etapa; e a Martina, pelo apoio e dedicação nos momentos difíceis.

Agradeço a todos os professores com os quais tive a oportunidade de conviver ao longo do curso, especialmente ao professor Divanildo, pelas valiosas orientações no desenvolvimento e conclusão desse trabalho.

Por fim, agradeço aos meus colegas de mestrado, com quem tive a oportunidade de aprender novos conceitos, trocar idéias e que contribuíram de maneira fundamental para meu desenvolvimento pessoal e profissional.

## RESUMO

Essa dissertação procura avaliar a dinâmica da inflação no Brasil no período de março de 2000 a dezembro de 2007, através de uma Curva de Phillips híbrida, na especificação que permite além do termo “*forward looking*”, representado pela expectativa de inflação, o termo “*backward looking*” através da inflação defasada. Inicialmente, procura-se fazer uma exposição da teoria da Curva de Phillips, partindo da abordagem clássica até a abordagem dos novos keynesianos. A revisão da literatura destaca que a Curva de Phillips tem dificuldade em se ajustar à dinâmica da inflação. Dessa forma, a inclusão do termo que representa a inércia da inflação melhora sua adequação. Conjuntamente, o nível de atividade representado pelo hiato do produto não é estatisticamente significativo, fato esse que é suportado por outros trabalhos na literatura. Avalia-se a utilização do custo unitário do trabalho como *proxy* do nível de atividade, e os resultados não se alteram significativamente. Os dados de inflação relativos ao último trimestre de 2002 aumentam o nível de inércia da inflação, porém, a inclusão de uma variável *dummy* para capturar os efeitos associados à crise política ocorrida ao final de 2002 fornece melhores resultados; com o coeficiente associado à expectativa de inflação tendo maior importância do que o coeficiente associado à inflação passada, corroborando, portanto, os resultados obtidos por outros trabalhos empíricos e está de acordo com o comportamento adotado pelo Banco Central do Brasil na condução da política monetária no sistema de metas de inflação.

**Palavras-chave:** Curva de Phillips, meta de inflação, expectativa de inflação, inércia da inflação, testes de raiz unitária, política monetária.

## ABSTRACT

This dissertation assesses the inflation dynamics in Brazil through a hybrid Phillips Curve, at the specification that allows the "forward term", represented by inflation expectation, and the "backward term" through inertial inflation. Initially, several approaches for the Phillips Curve's theory, from classical to new Keynesian, are presented and detailed. As pointed out by the precedent literature, it is shown that the Phillips Curve has some difficulty in adjusting to the inflation dynamics and, as a consequence, that the addition of the "backward term" enhances its fit. Furthermore, the inclusion of a proxy variable for the level of activity, represented by the output gap, is not statistically significant, result supported by previous studies in literature. Finally, it is analyzed the use of a unit labor cost as a proxy for the level of activity, with no significant changes in the results. The inflation data regarding the last three months of 2002 are influenced by the effects of the political crisis at the end of that year, increased the level of inertial inflation, requiring the addition of a dummy variable for better results. The coefficient related to the expected inflation is more significant than the coefficient related to the inertial inflation, results that are compatible with the Brazilian Central Bank's behavior at the conduction of the monetary policy in an inflation targeting regime.

**Key-words:** Phillips Curve, inflation targeting, inflation expectation, inertial inflation, unit root tests, monetary policy.

## **LISTA DE QUADROS**

QUADRO 1: Estudos empíricos recentes da Curva de Phillips para o Brasil.....	33
--	----

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1: Análise comparativa das metas de inflação no período 1997:II a 2002:I.....	43
TABELA 2: Análise com diferentes classificações no período 1997:II a 2002:I .....	44
TABELA 3: Relação entre crescimento e inflação, variação anual média nos países emergentes no período 1980 a 2007 (%) .....	45
TABELA 4: Histórico de metas de inflação na economia brasileira de 1999 a 2009 .....	47
TABELA 5: Inflação, PIB, taxa de juros – média, desvio-padrão e coeficiente de variação no período de 1996 a 2008.....	49
TABELA 6: Resultados do teste ADF .....	60
TABELA 7: Resultados do teste PP .....	61
TABELA 8: Resultados do teste KPSS .....	62
TABELA 9: Resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural.....	63
TABELA 10: Resultados das estimações da Curva de Phillips no período entre março de 2000 e dezembro de 2007 .....	81



## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1: Mecanismos de transmissão de política monetária.....	41
FIGURA 2: Evolução do IPCA acumulado em 12 meses de 2003 a 2009 .....	48
FIGURA 3: Taxa de juro real no Brasil de janeiro de 1999 a agosto de 2008 .....	50

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF – Augmented Dickey-Fuller  
PIB – Produto Interno Bruto  
PP – Phillips-Perron  
KPSS – Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin  
IPCA – Índice de preços ao consumidor amplo  
IPCA\_SA – Índice de preços ao consumidor amplo dessazonalizado  
IPCA\_E\_SA – Expectativa do índice de preços ao consumidor amplo dessazonalizado  
TX\_CN – Taxa de câmbio nominal  
CM – custo unitário do trabalho em reais  
PIB\_M\_SA – Produto interno bruto mensal dessazonalizado  
RC – Repasse cambial  
Hiato\_PIB – hiato do produto interno bruto  
EUA – Estados Unidos da América  
FED – Federal Reserve Board  
CMN – Conselho Monetário Nacional  
COPOM – Comitê de Política Monetária  
NKPC – Curva de Phillips na abordagem dos novos keynesianos  
NAIRU – Taxa de desemprego que não acelera a inflação  
INPC – Índice nacional de preços ao consumidor  
IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística  
FMI – Fundo Monetário Internacional  
EMBI – Emerging Markets Bond Index  
BACEN – Banco Central do Brasil  
HP – Hodrick-Prescott

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>11</b>
<b>2</b>	<b>ABORDAGEM TEÓRICA E EMPÍRICA DA CURVA DE PHILLIPS .....</b>	<b>17</b>
2.1	CURVA DE PHILLIPS CLÁSSICA	17
2.2	ABORDAGEM DOS NOVOS KEYNESIANOS DA CURVA DE PHILLIPS	22
2.3	REVISÃO EMPÍRICA DA CURVA DE PHILLIPS	26
<b>3</b>	<b>CURVA DE PHILLIPS E META DE INFLAÇÃO .....</b>	<b>39</b>
3.1	DERIVAÇÃO TEÓRICA	39
3.2	DESEMPENHO DA POLÍTICA MONETÁRIA EM PAÍSES COM O SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO	42
3.3	METAS DE INFLAÇÃO E DESEMPENHO DA POLÍTICA MONETÁRIA	46
<b>4</b>	<b>ASPECTOS METODOLÓGICOS E ESTIMAÇÃO.....</b>	<b>54</b>
4.1	MODELO E DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS	54
4.2	TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	57
4.3	DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	60
<b>4.3.1</b>	<b>Avaliação dos testes de raiz unitária</b>	<b>60</b>
4.4	MODELO DA CURVA DE PHILLIPS HÍBRIDA	63
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO .....</b>	<b>68</b>
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>71</b>
	<b>APÊNDICE A – COPOM .....</b>	<b>75</b>
	<b>APÊNDICE B – GRÁFICOS DAS SÉRIES .....</b>	<b>77</b>
	<b>APÊNDICE C – RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DA CURVA DE PHILLIPS .....</b>	<b>81</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Nos últimos 40 anos os economistas têm estudado os mecanismos e as ligações das variações nas taxas de inflação e de desemprego. As discussões sobre a relação existente entre as variações de preços e de emprego estão no centro do debate macroeconômico desde o final dos anos 60. Uma implicação dessa análise era de que o governo poderia controlar a inflação e o desemprego através de uma política econômica Keynesiana, e que havia a possibilidade de obter um “*trade-off*” permanente entre essas variáveis.

A literatura econômica depois de meados da década de 90 tem dado grande atenção ao assunto, principalmente devido à evidência de que a taxa de desemprego nos EUA havia caído abaixo do nível considerado como limite para não gerar pressões inflacionárias na economia. Assim, diversos economistas advertiram o FED de que era necessário um aperto na política monetária americana, a fim de evitar o surgimento de uma tendência ascendente da taxa de inflação.

Contudo, o que se viu foi justamente o contrário. A economia continuou crescendo num ritmo forte e o desemprego agora se situava abaixo do nível historicamente considerado “ótimo”, sem gerar nenhuma indicação de aceleração inflacionária. Essa situação induziu a uma grande quantidade de estudos empíricos em diversos países<sup>1</sup>, principalmente nos EUA, com objetivo de avaliar se a Curva de Phillips fornece uma boa descrição da dinâmica da inflação e se pode ser considerada uma ferramenta útil na condução da política monetária.

Muitos avanços foram obtidos nos últimos trinta anos na condução da política monetária, através dos quais os Bancos Centrais têm obtido sucesso na missão, de um modo geral, de perseguir um nível de inflação baixo e mantê-lo estável, contudo, sem trazer permanentes sacrifícios sobre a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB). Esses progressos levaram a um novo consenso a favor da política monetária conduzida através de regras claras, capazes de proporcionar um valor estável para a moeda. Sob essas regras atuais, uma maior ênfase é dada para os compromissos explícitos com relação aos resultados econômicos desejados, tais como a adoção das metas de inflação<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Vejam-se, Stock e Watson (1999), Galí e Gertler (2000) e Sanchez (2006).

<sup>2</sup> Por exemplo, Minella et al. (2003), Fraga et al. (2003), Woodford (2003), Orphanides (2007), Orphanides e Williams (2007), entre outros.

O tema metas de inflação começou a ser discutido com maior intensidade a partir do início da década de 90, logo após a adoção desse sistema como instrumento de política monetária por parte de um grupo de países (Nova Zelândia, Canadá, Inglaterra, Suécia, entre outros). O sistema de metas de inflação apresenta duas funções básicas: (a) serve como elemento de coordenação de expectativas para os agentes econômicos, e (b) representa um guia de plena transparência para a condução da política monetária, que conduz a um maior compromisso do governo e das autoridades econômicas. Dessa forma, a estabilidade de uma moeda depende, em grande medida, das políticas que um particular Banco Central executa para assegurar o seu valor ao longo do horizonte de tempo.

Desenvolveu-se, portanto um novo consenso de política monetária que é disciplinada por regras claras que pretendem assegurar o valor da moeda estável, ao invés das políticas determinadas de forma discricionária. De acordo com Woodford (2003), as vantagens desse novo consenso de política monetária são largamente dependentes do entendimento e previsibilidade dessas políticas pelo setor privado. Nesse sentido, não há dúvidas de que houve um aperfeiçoamento por parte dos Bancos Centrais na forma da condução da Política Monetária e da necessidade de comunicar-se de maneira clara com o público sobre suas ações.

Segundo Woodford (2003), não é suficiente para um Banco Central entender o funcionamento da economia, e perseguir, por meio de uma política discricionária, a obtenção do melhor conjunto de resultados para o público. Há algumas razões para que um Banco Central se comprometa com uma sistemática de política monetária, que forneça não somente uma estrutura explícita para a tomada de decisão, mas que também proporcione um melhor entendimento para o público.

Entre os aspectos importantes de adotar uma sistemática de política monetária, há evidências de que a eficiência da política monetária depende das expectativas dos agentes com relação à futura política monetária, bem como da presente política monetária. Outro aspecto é que mesmo que o público não tenha dificuldade em antecipar corretamente o padrão de decisão do Banco Central, a qual é a hipótese das expectativas racionais, se um dado Banco Central age a cada momento sob a condição de que ele não pode comprometer-se com qualquer comportamento futuro (ou passado), o mesmo estará agindo de acordo com um padrão que não é ótimo.

Uma vantagem que um Banco Central adquire ao adotar um compromisso de política é que ela facilita o entendimento das suas ações. O sucesso da política monetária não depende somente de um controle eficiente das taxas de juros de curto prazo, mas também da

capacidade de modelar as expectativas de mercado da maneira nas quais as taxas de juro, de inflação e a renda evoluirão ao longo do tempo.

Os modelos de otimização implicam que o setor privado deve ser “*forward looking*”, e dessa forma as expectativas sobre as condições futuras da economia devem ser importantes na determinação do comportamento atual. Na medida em que é possível ao Banco Central afetar as expectativas, então essa passa a ser um importante instrumento para políticas de estabilização. Além disso, dado o elevado nível de sofisticação dos mercados e dos agentes econômicos, é plausível supor que o comprometimento do Banco Central com uma política sistemática será incluído no processo de formação das expectativas pelo setor privado.

Atualmente poucos países desenvolvidos ainda utilizam o controle do crédito ou outras medidas para regular diretamente o fluxo de recursos entre o mercado financeiro e as instituições financeiras<sup>3</sup>. Em vez disso, os Bancos Centrais concentram-se a realizar intervenções que buscam controlar as taxas de juros de curto prazo no mercado interbancário. Contudo, o nível corrente das taxas de juros de curto prazo tem pouca importância para as decisões econômicas. Dado que uma mudança na taxa de juros de curto prazo implica somente uma mudança no custo do dinheiro para um dia; então mesmo uma grande alteração faz pouca diferença para a decisão de gasto dos agentes econômicos.

Portanto, a eficiência das ações do Banco Central com relação às decisões de gasto dos agentes é completamente dependente do impacto de tais ações sobre os preços de outros ativos financeiros, tais como taxa de juros de longo prazo, preços das ações e da taxa de câmbio. Essas variáveis estão ligadas, através de relações de arbitragem, as taxas de juros de curto prazo, que é a variável mais diretamente afetada pelas ações do Banco Central. Dessa forma, é a trajetória esperada das taxas de juros de curto prazo sobre o horizonte de tempo (próximos meses ou anos) que são importantes para a determinação de preços desses outros ativos, e conseqüentemente para influenciar as decisões de gasto dos agentes.

Um dos importantes avanços na área foi o desenvolvimento do sistema de metas de inflação, que atualmente é adotado por diversos países, inclusive pelo Brasil, e o sucesso desse sistema é muito dependente da credibilidade, ou seja, os agentes privados precisam confiar que o Banco Central agirá consistentemente dentro da estrutura do sistema de metas de inflação.

---

<sup>3</sup> Giambiagi et al apud Blinder (1998, p. 28) “...nós não abandonamos os agregados monetários; eles é que nos abandonaram”, frase do presidente do BC do Canadá, rebatendo a crítica pelo fato de que o BC ter deixado de controlar estritamente os agregados monetários.

Portanto, muitos países, no campo da política monetária, adotam o sistema de metas de inflação como um método para a condução da política monetária. Como principais características, há o compromisso público com a meta de inflação e o comprometimento do Banco Central em explicar as ações de política monetária de uma forma sistemática e estruturada. Essas características proporcionaram uma otimização na comunicação entre os Bancos Centrais e os agentes econômicos, com os últimos recebendo melhores informações a respeito das condições correntes da economia e as perspectivas para o futuro.

O Brasil passou a adotar o sistema de metas de inflação em junho de 1999, após a flexibilização da taxa de câmbio (ocorrida em janeiro de 1999). A partir de então, a política macroeconômica tem consistido na adoção de três elementos básicos: (i) taxa de câmbio flutuante, (ii) política fiscal executada de forma mais equilibrada em relação ao passado recente do país (adoção do superávit primário, Lei de Responsabilidade Fiscal), e (iii) metas de inflação.

De acordo com Alves e Areosa (2005), o novo arranjo monetário possui os seguintes aspectos principais: (a) adoção de uma meta explícita de inflação; (b) as metas de inflação e os respectivos intervalos de tolerância devem ser fixados pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) com base nas propostas do Ministério da Fazenda; (c) as metas devem ser estabelecidas até o dia 30/06, com dois anos de antecedência; (d) o Banco Central possui responsabilidade para implementar as políticas necessárias para alcançar as metas; (e) o Banco Central deve fornecer um relatório trimestral de inflação para prover informações sobre a performance do sistema, dos resultados das ações de política monetária e das perspectivas para a inflação; (f) na situação onde a meta não é atingida, o Presidente do Banco Central deve enviar uma carta aberta para o Ministro da Fazenda explicando as causas do não cumprimento, as medidas adotadas para garantir que a inflação retorne aos níveis de tolerância e o período de tempo que será necessário para que essas medidas surtam efeito.

Segundo Giambiagi e Carvalho (2001), esse conjunto de medidas representou uma tentativa de isolar a direção da economia dos rumos da política do país, a fim de consolidar as práticas de controle fiscal e inflação baixa como políticas de Estado, e não mais como políticas de governos específicos; e a fim de permitir uma maior previsibilidade da economia e ampliação do horizonte de investimento do setor privado.

Desde o início do regime de metas de inflação no Brasil as expectativas de inflação têm desempenhado um papel relevante. O Banco Central coleta informações regulares de mais de 100 analistas profissionais das principais instituições financeiras das expectativas de

mercado para a inflação, e os dados são compilados e publicados semanalmente. Com intuito de obter melhores previsões, o Banco Central publica regularmente um *ranking* com as melhores instituições financeiras no curto e médio prazo.

Portanto, no Brasil o Comitê de Política Monetária<sup>4</sup> (COPOM) orienta suas decisões de política monetária baseado nas suas previsões para a inflação e os riscos associados, onde as expectativas de inflação de mercado entram como variável importante no modelo do Banco Central. Segundo Fraga et al. (2003) e Minella et al. (2003) sob o regime de metas de inflação, o Banco Central do Brasil tem conduzido à política monetária de maneira “*forward-looking*”, reagindo fortemente a mudanças nas pressões inflacionárias e nas expectativas de inflação.

Nesse aspecto, a Curva de Phillips na abordagem dos novos keynesianos (NKPC) situa-se no centro do debate sobre estabilização macroeconômica, onde o hiato do produto (que também pode ser representado por uma *proxy* como o custo marginal do trabalho) e as expectativas de inflação são elementos fundamentais; e potencialmente problemáticos, pois não são diretamente observáveis.

Até o momento, a especificação tradicional implica expectativas racionais em um mundo com conhecidas e estáveis preferências, o que leva a uma dificuldade para a política monetária ancorar as expectativas. Recentes trabalhos tornaram a curva de Phillips mais útil para análise de políticas, entre os quais Gali e Gertler (1999), Stock e Watson (1999), Williams (2006), e o ponto em comum é o reconhecimento da presença de imperfeições na formação das expectativas, fornecendo fundamentação para o importante papel desempenhado pela eficiente comunicação do Banco Central com os agentes econômicos. Manter as expectativas de inflação bem ancoradas é importante para que a política monetária possa responder com mais eficiência durante os choques adversos de oferta.

Uma questão crucial é entender os principais determinantes das expectativas de inflação para avaliar a eficiência das metas de inflação. Nesse sentido, conforme destacado por Sargent e Wallace (1986), a coordenação das políticas monetária e fiscal é fundamental para garantir uma baixa e sustentável taxa de inflação, e nenhum Banco Central têm capacidade de reduzir a inflação sem a assistência da política fiscal. Além disso, a alteração na dinâmica da inflação no Brasil ocorrida após 1999 tem resultado em questões relevantes e

---

<sup>4</sup> Para uma descrição sucinta, veja-se Apêndice A.



a avaliação do papel das expectativas de inflação é importante para avaliar essa nova dinâmica.

Nesse contexto, é válido avaliar qual é a magnitude das variáveis que afetam a dinâmica da inflação no período no qual o Brasil utiliza o sistema de metas de inflação. Outro aspecto relevante é analisar as reações de política monetária do Banco Central, de modo a comparar se a sua atuação é consistente com os resultados obtidos. Dessa forma, o objetivo central do trabalho é avaliar se a Curva de Phillips na abordagem dos novos keynesianos fornece uma boa descrição da dinâmica da inflação no Brasil. Entre os objetivos específicos destaca-se a realização de uma revisão teórica e empírica da Curva de Phillips, a descrição da relação existente entre a Curva de Phillips e o sistema de metas de inflação, uma breve avaliação da política monetária nos países que adotam o sistema de metas, e finalmente, a estimação econométrica da Curva de Phillips.

Essa dissertação está estruturada em três capítulos além dessa introdução. O segundo capítulo apresenta a Curva de Phillips Clássica e na abordagem dos novos keynesianos (NKPC), além de uma revisão empírica da Curva de Phillips. O terceiro capítulo consiste na descrição da relação entre a Curva de Phillips e o sistema de metas de inflação. Adicionalmente é efetuada uma análise comparativa do desempenho da política monetária em países que adotam o regime de metas de inflação e uma avaliação do desempenho da política monetária no Brasil sob o sistema de metas de inflação. O quarto capítulo apresenta os aspectos metodológicos e de estimação, o qual compreende os testes de raiz unitária utilizados e a descrição e análise dos resultados. Após são tratadas as conclusões.

## 2 ABORDAGEM TEÓRICA E EMPÍRICA DA CURVA DE PHILLIPS

O capítulo a seguir desenvolve a evolução teórica da Curva de Phillips. Inicialmente apresenta-se a derivação da Curva de Phillips Clássica, a qual descreve a relação existente entre a taxa de inflação, o hiato do produto e a expectativa passada da inflação corrente. Posteriormente é detalhada a Curva de Phillips na abordagem dos novos keynesianos (NKPC), que relaciona a taxa de inflação ao hiato do produto e a expectativa corrente sobre a inflação futura, e o último item do capítulo apresenta uma revisão da literatura.

### 2.1 CURVA DE PHILLIPS CLÁSSICA

Em 1958, o economista Alban William Phillips publicou os resultados de sua análise empírica sobre o mercado de trabalho do Reino Unido com dados de 1861 a 1957, onde ele descrevia como observava uma relação inversa entre a variação dos salários e a variação do desemprego. Dessa forma, Phillips esperava encontrar evidências empíricas para a visão Keynesiana de que a taxa de inflação nos salários (ou seja, a taxa de aumento nominal dos salários) dependia da situação no mercado de trabalho. Dessa forma, a meta de Phillips era “to see whether statistical evidence supports the hypothesis that the rate of change of money wage rates in the U.K. can be explained by the level of unemployment and the rate of change of unemployment” (Phillips apud Espinosa-Vega e Russel, 1997, p.6).

Uma implicação resultante dessa relação é a de que o governo de um país poderia controlar a taxa de inflação e o desemprego através de medidas que estimulassem a economia, aumentando a atividade e reduzindo o desemprego. Uma versão derivada do hipotético “*trade-off*” descrito por Phillips (1958) daria a entender que a autoridade monetária poderia permanentemente reduzir a taxa de desemprego através da geração de uma taxa de inflação mais alta. Isto pode ser comprovado por uma vasta literatura da década de 60<sup>5</sup>.

A partir dessa relação é possível descrever o comportamento dos preços e avaliar a dinâmica expressa pela Curva de Phillips. Inicialmente supõe-se que ao longo do tempo

---

<sup>5</sup> Um dos artigos clássicos que originou as pesquisas a partir dessa visão foi Samuelson e Solow (1960).

alguns preços sejam flexíveis, e outros sejam fixos. Dessa forma, supondo que uma fração  $\theta$  em que  $0 < \theta < 1$  dos bens são totalmente flexíveis, ou seja, são ajustados a cada período de tempo com base no conjunto de informação corrente sobre as condições da demanda e da oferta. Já a parcela  $1 - \theta$  é ajustada no período seguinte. De forma geral, a condição de primeira ordem para o preço ótimo de um produtor do produto  $i$  é dado pela equação (1):

$$\Pi_1(p_t(i), p_t^I, P_t; Y_t, \tilde{\mathbf{x}}_t) = 0 \quad (1)$$

onde  $p_t(i)$  é preço de venda do produto  $i$ ;  $p_t^I$  é o índice do preço de venda do segmento I (o qual o produto  $i$  pertence);  $P_t$  é o índice de preços da economia em geral;  $Y_t$  é o produto da economia e  $\tilde{\mathbf{x}}_t$  representa os choques exógenos da economia.

Incorporando alguma forma de rigidez, suponha que todos os preços  $p_t(i)$  devem ser estabelecidos um período a frente, ou seja, quando  $p_t(i)$  é escolhido, o distúrbio exógeno efetuado nos períodos  $t - 1$ , ou antes, são conhecidos, mas não os distúrbios no período  $t$ . Quando o preço  $p_t(i)$  é escolhido, no período  $t - 1$ , as consequências para as vendas e os lucros no período  $t$  não são conhecidas com certeza. Portanto, a hipótese é que as empresas procuram maximizar o valor presente dos lucros no período  $t$ , dado pela condição de primeira ordem (2):

$$E_{t-1} \left[ Q_{t-1,t} \Pi_1(p_t(i), p_t^I, P_t; Y_t, \tilde{\mathbf{x}}_t) \right] = 0 \quad (2)$$

onde  $Q_{t-1}$  é um fator de desconto estocástico; e a função de lucros é a mesma apresentada na equação (1).

Generalizando os dois comportamentos apresentados, através da hipótese de que os produtos, em uma dada indústria, podem ter preços flexíveis e rígidos, adota-se que para todos os preços flexíveis há um preço  $p_{1t}(t)$  e para os preços rígidos há um preço  $p_{2t}(t)$ . Dessa forma,  $p_t(i)$  obtêm-se as equações (3) e (4):

$$\Pi_1(p_{1t}, p_{1t}, P_t; Y_t, \tilde{\mathbf{x}}_t) = 0 \quad (3)$$

$$E_{t-1} \left[ Q_{t-1,t} \Pi_1(p_{2t}, p_{2t}, P_t; Y_t, \tilde{\mathbf{x}}_t) \right] = 0 \quad (4)$$

onde  $P_t$  é um agregado dos dois preços, com a restrição adicional que  $p_{2t}(t)$  deve depender somente da informação disponível em  $t - 1$ . Portanto, tomando que a função de lucro de um determinado bem é representada por  $\Pi_t(i) = \Pi(p_t(i), p_t^I, P_t; Y_t, \tilde{\mathbf{x}}_t)$  e supondo que a uma

fração  $0 < \theta < 1$  são flexíveis e uma parcela  $1 - \theta$  são fixos. Então a taxa de inflação agregada e o produto agregado devem satisfazer, em qualquer tempo  $t$ , a relação de oferta-agregada representada pela equação:

$$p_t = k(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + E_{t-1}p_t \quad (5)$$

onde  $p_t$  é a taxa de inflação,  $(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n)$  é o hiato do produto e o termo  $k = \frac{\theta}{1-\theta}z > 0$ . Se prevalecer o comportamento dos preços flexíveis (grande  $\theta$ ), então  $k$  assume um valor alto, e mais inclinada é a curva de Phillips de curto prazo, e menor é o valor da elasticidade do produto com relação a variações inesperadas no gasto nominal. O significado de  $z$  é direto: ele descreve o grau de complementaridade estratégica entre as decisões de preços dos produtores de diferentes produtos<sup>6</sup>.

Essa relação possui a forma de uma Curva de Phillips aumentada pelas expectativas, do tipo hipotetizado por Phelps (1967) e Phillips (1968), onde a expectativa de inflação passada é relevante para determinar a inflação presente. Essa relação de oferta-agregada implica que:

$$E_{t-1} \log Y_t = E_{t-1} \log Y_t^n \quad (6)$$

o termo do produto que pode ser projetado um período no futuro é ainda independente da política monetária, e variações inesperadas na demanda agregada agora aumentam a inflação, ao invés de afetar somente o produto. Uma característica insatisfatória da Curva de Phillips Clássica é a implicação de que somente flutuações não antecipadas no gasto nominal têm algum efeito sobre a atividade real, e que flutuações de equilíbrio no hiato do produto devem ser completamente não previstas. Essas restrições resultam em que somente os efeitos imediatos de um choque de política monetária sobre o gasto nominal deveriam ter efeitos na atividade real, e os efeitos defasados, ou seja, após a ocorrência do choque, não deveriam afetar a produção, mas somente o nível de preços. Tais resultados são inconsistentes com os efeitos identificados na literatura, conforme destaca Woodford (2003, p. 173).

Contudo, essa característica indesejável pode ser evitada sem abandonar a suposição de que os preços são ajustados de maneira ótima sob a hipótese das expectativas racionais. Como consequência verifica-se efeitos prolongados sobre a atividade real de uma variação sustentada no nível de gasto nominal. Porém, o tipo de expectativas de inflação que determina

---

<sup>6</sup> Uma descrição mais detalhada pode ser encontrada em Woodford (2003, p. 160)

a posição de curto prazo da Curva de Phillips são as atuais expectativas com relação à inflação futura, ao invés das expectativas passadas com relação à inflação atual. Segundo Woodford (2003), essa pequena diferença é importante devido ao fato que essa relação de oferta agregada juntamente com as expectativas racionais não mais exclui a possibilidade de variações previstas no hiato do produto, o que o torna mais consistente com a experiência empírica.

No modelo de precificação de Calvo (1983), conforme apresentado por Woodford (2003), uma fração  $\alpha$  em que  $0 < \alpha < 1$  dos preços dos produtos permanecem inalterados a cada período, enquanto novos preços são escolhidos para os  $1 - \alpha$  restantes. Por simplicidade, a probabilidade que qualquer preço será ajustado em qualquer período é  $1 - \alpha$ , independente da duração do intervalo de tempo desde que o preço foi ajustado.

Como cada ofertante que escolhe um novo preço para seus produtos no período  $t$  encontra-se diante do mesmo problema de decisão, o preço ótimo  $p_t^*$  é o mesmo para todos. A fração  $\alpha$  restante dos preços cobrados no período  $t$  é simplesmente uma parte dos preços no período  $t-1$ , com cada preço aparecendo na distribuição de preços não modificados no período  $t$  com a mesma frequência relativa que na distribuição de preços no período  $t-1$ , e dessa forma o índice de preços no período  $t$  satisfaz a equação:

$$P_t^{1-q} \equiv \int_0^1 p_t(i)^{1-q} di = (1-\alpha) p_t^{*1-q} + \alpha \int_0^1 p_{t-1}(i)^{1-q} di$$

ou alternativamente

$$P_t = \left[ (1-\alpha) p_t^{*1-q} + \alpha P_{t-1}^{1-q} \right]^{1/(1-q)} \quad (7)$$

Pode-se determinar o valor de equilíbrio do índice  $P_t$  como uma função dos seus valores anteriores, da sua trajetória futura esperada e dos valores atuais e esperados das variáveis reais. Um produtor que altera seus preços no período  $t$  escolhe seu novo preço,  $p_t(i)$ , para maximizar a expressão (8):

$$E_t \left[ \sum_{T=t}^{\infty} \alpha^{T-t} Q_{t,T} \Pi(p_t(i), p_T^l, P_T; Y_T, \tilde{\mathbf{x}}_T) \right] \quad (8)$$

A função lucro é aquela definida anteriormente pela equação  $\Pi_t(i) = \Pi(p_t(i), p_T^l, P_T; Y_T, \tilde{\mathbf{x}}_T)$ . O parâmetro  $\alpha^{T-t}$  multiplicando o fator de desconto estocástico indica a probabilidade de que o preço  $p_t(i)$  será alterado no período  $T$ . O preço  $p_t(i)$  é escolhido com base na informação disponível na data  $t$  de forma a maximizar essa expressão,

dado os valores condicionados das variáveis aleatórias  $Q_{i,T}$ ,  $p_T^I$ ,  $P_T$ ,  $Y_T$  e os choques exógenos. Pode-se obter a condição de primeira ordem expressa por (9):

$$E_t \left[ \sum_{T=t}^{\infty} \mathbf{a}^{T-t} Q_{i,T} \Pi_1(p_t(i), p_T^I, P_T; Y_T, \tilde{\mathbf{x}}_T) \right] = 0 \quad (9)$$

Sob a hipótese de que todas as empresas em uma dada indústria alteram seus preços ao mesmo tempo, o novo preço  $p_t^*$  escolhido pelas empresas que alteram seu preço no tempo  $t$  é definido pela relação (10):

$$E_t \left[ \sum_{T=t}^{\infty} \mathbf{a}^{T-t} Q_{i,T} \Pi_1(p_t^*, p_t^*, P_T; Y_T, \tilde{\mathbf{x}}_T) \right] = 0 \quad (10)$$

Essa condição juntamente com a expressão (7) determina a evolução do índice de preços agregado dada à evolução da produção agregada e dos distúrbios reais.

Pode-se aproximar a dinâmica de equilíbrio da inflação para situações onde ocorrem distúrbios pequenos, considerando uma aproximação log-linear das equações apresentadas anteriormente. Assim, se  $\tilde{\mathbf{x}}_t = 0$  e  $Y_t = \bar{Y}$ , obtém-se uma solução com inflação zero, no qual  $P_t = p_t^* = P_{t-1}$  a cada período, onde:

$$\log P_t = \mathbf{a} \log P_{t-1} + (1 - \mathbf{a}) \log p_t^* \quad (11)$$

e

$$\sum_{T=t}^{\infty} (\mathbf{a}\mathbf{b})^{T-t} E_t \left[ \log p_t^* - \log P_T - \mathbf{z}(\hat{Y}_T - \hat{Y}_T^n) \right] = 0 \quad (12)$$

Portanto, a expressão resultante é atraente na medida em que implica que o comportamento do índice agregado de preços deve ser suavizado, comparativamente ao grau de elevada frequência nas variações dos fatores que deveriam afetar os preços desejados em um modelo de preços flexíveis.

Dessa forma, para uma análise empírica das equações (11) e (12) é necessário uma *proxy* do hiato do produto,  $[(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n)]$ . A questão é que, segundo Woodford (2003, p. 180), usar simplesmente uma medida de produção dessazonalizada não é tão obviamente justificável. A taxa natural do produto,  $\hat{Y}_t^n$ , deve variar em resposta a diversos tipos de distúrbios reais, tais como choques de produtividade, mudança de hábitos dos consumidores, alterações nos gastos do governo, etc; e dessa forma, não há nenhuma razão para supor que estes distúrbios devem ser pequenos ou suaves. De fato, Galí e Gertler (2000) argumentam

que uma medida mais direta e relevante das variações do hiato do produto deveria ser baseada nas variações nos custos de produção.

Segundo os autores, pode-se expressar uma relação log-linear entre as variáveis. Denotando o hiato do produto por  $x_t = y_t - y_t^*$ , chega-se a seguinte relação entre o custo marginal e o hiato do produto;  $mc_t = kx_t$ ; e  $k$  é a elasticidade do produto em relação ao custo marginal. Gali e Gertler (2000) concluem afirmando que o custo real unitário do trabalho fornece melhores resultados em relação à estimação com o hiato do produto. Conforme os autores, o hiato do produto gera resultados que vão à direção contrária da teoria econômica, e o custo real unitário do trabalho exibe forte correlação contemporânea com a inflação, além de a inflação defasada ser positivamente correlacionada com o custo real unitário do trabalho.

## 2.2 ABORDAGEM DOS NOVOS KEYNESIANOS DA CURVA DE PHILLIPS

O modelo de precificação de Calvo (1983) derivado anteriormente permite obter uma relação de oferta agregada, ou seja, uma relação estrutural entre a dinâmica da inflação e o nível de atividade real representada em termos do hiato do produto, de acordo com a abordagem dos novos keynesianos (NKPC).

Seja a função de lucro do produtor de um determinado bem da forma  $\Pi_t(i) = \Pi(p_t(i), p_t^l, P_t; Y_t, \tilde{\mathbf{x}}_t)$ , e a fração  $\mathbf{a}$  dos preços dos produtos permanecem fixos a cada período, onde  $0 < \mathbf{a} < 1$ , com cada preço tendo igual probabilidade de ser revisado a qualquer dado período. Suponha ainda que todos os lucros são descontados por um fator estocástico que é igual em média a  $\beta$ , onde  $0 < \beta < 1$ . Assim, a taxa de inflação agregada e a produção agregada em qualquer período  $t$  devem satisfazer a equação da relação de oferta agregada da forma (13):

$$\mathbf{p}_t = k(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \mathbf{bE}_t \mathbf{p}_{t+1} \quad (13)$$

onde  $\mathbf{p}_t$  é a taxa de inflação,  $(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n)$  é o hiato do produto e o termo

$k = \frac{(1-\mathbf{a})(1-\mathbf{a}\beta)}{\mathbf{a}} \mathbf{z} > 0$ . A relação de oferta agregada novamente tem a forma de uma Curva

de Phillips aumentada pelas expectativas, mas as expectativas de inflação que movem a curva

são as expectativas correntes sobre a inflação futura, diferentemente da equação (5) onde é a expectativa de inflação passada que é relevante para determinar a inflação presente. Conforme destacado por Woodford (2003), essa mudança é crucial para permitir que o modelo possa antecipar flutuações no hiato do produto, e um grande número de estudos tem sido realizado com a forma da NKPC para avaliar os efeitos da política monetária que leva em consideração o comportamento “*forward-looking*” do setor privado.

Porém, mesmo essa especificação tem sido alvo de muitas críticas, devido a não se ajustar muito bem em relação aos co-movimentos entre as variáveis reais e nominais. O foco das críticas é que nessa especificação, a inflação deve ser um processo puramente “*forward-looking*”, ou pelo menos, muito próximo disso. Iterando a equação (13), obtêm-se a equação (14):

$$p_t = k \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_t [\hat{Y}_{t+j} - \hat{Y}_{t+j}^n] \quad (14)$$

nesse caso, a taxa de inflação em qualquer período de tempo deve depender somente dos futuros hiatos do produto, de forma que é completamente independente dos hiatos de produtos passados e da taxa de inflação passada. Na realidade, muitos Bancos Centrais assumem um substancial grau de inércia no processo inflacionário, pois a inflação passada figura como uma importante variável na determinação da inflação futura.

Outro aspecto importante é que a série do hiato do produto pode ser positivamente correlacionada com a aceleração da inflação, o que vai na direção oposta ao resultado apresentado na equação (14). O fato de que o custo real médio do trabalho, que corresponde a variações no hiato do produto, é negativamente correlacionado com o PIB real dessazonalizado, e que também se mostra negativamente correlacionado com a aceleração da inflação. Tal fato resulta em um melhor ajustamento da NKPC para explicar a dinâmica da inflação quando se utiliza o custo real do trabalho como uma medida do hiato do produto. Woodford (2003) destaca que uma maneira de evitar a indesejável característica do formato “*forward-looking*” de que a taxa de inflação deva responder imediatamente a um distúrbio monetário ao qual é esperado que afete o gasto nominal é alterar a hipótese de que o novo preço entre em vigor imediatamente.

A literatura tem freqüentemente assumido que os novos salários ou os ajustes de preços são escolhidos um período antes de eles terem efeito. Os resultados são ótimos somente condicionados a informação que está disponível até essa data. Permitir a defasagem



antes da escolha do novo preço ter efeito tem a consequência de que o choque de política monetária não afetará os preços até essa defasagem, sendo possível então que o choque afete o produto e posteriormente afete a inflação.

Modificando o modelo de Calvo (1983) previamente discutido, para permitir tais defasagens na introdução dos novos preços, supondo que cada novo preço escolhido no período  $t$  tenha efeito somente no período  $t + d$ , para  $d > 0$ . Ao mesmo tempo, condiciona-se que o novo preço de um determinado produto  $i$  seja escolhido no período  $t$ , os preços aplicados nos períodos anteriores a  $t + d$  tem probabilidade zero, no período  $t + d$  com probabilidade  $1$ , e no período  $t + d + 1$  com probabilidade  $a$ , e generalizando, no período  $t + d + k$ , com probabilidade  $a^k$ , para qualquer  $k > 0$ . Assim, um produtor que escolhe o novo preço no período  $t$ , seleciona um novo preço  $p_{t+d}(i)$  para maximizar a equação (15):

$$E_t \left[ \sum_{T=t+d}^{\infty} a^{T-t-d} Q_{t,T} \Pi(p_{t+d}(i), p_t^l, P_T; Y_T, \tilde{\mathbf{x}}_T) \right] \quad (15)$$

generalizando a equação (8), em que o lucro nominal de cada período é novamente dado por  $\Pi_t(i) = \Pi(p_t(i), p_t^l, P_t; Y_t, \tilde{\mathbf{x}}_t)$ . Dessa forma, obtêm-se a condição de primeira ordem expressa pela equação (16):

$$E_t \left\{ \sum_{T=t+d}^{\infty} (ab)^{T-t-d} u_c(Y_T; \mathbf{x}_T) Y_T P_T^q \left[ p_{t+d}^* - m P_T^s(Y_T P_T^q p_{t+d}^{*-q}, Y_T; \tilde{\mathbf{x}}_T) \right] \right\} = 0 \quad (16)$$

que implicitamente define o preço ótimo,  $p_{t+d}^*$ , e que é o mesmo para todos os produtores que escolhem o novo preço na data  $t$ . O valor de  $p_t^*$  portanto determina a evolução do índice de preços  $P_t$ , juntamente com a equação (7). A log-linearização da equação (16) fornece a relação log-linear de oferta agregada conforme expressão (17):

$$\mathbf{p}_t = k E_{t-d}(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + b E_{t-d} \mathbf{p}_{t+1} \quad (17)$$

em que o lado direito da equação (17) consiste totalmente de termos que são função das informações no período  $t - d$ . Portanto essa especificação implica que a inflação  $\mathbf{p}_t$  é uma variável que depende somente dos distúrbios no período  $t - d$ , ou antes. Nesse caso, somente flutuações em  $E_{t-d} \hat{Y}_t^n$ , que é o componente previsível da taxa natural do produto, importam para a determinação da inflação e do produto. Como consequência da existência de certo grau de inércia na dinâmica da inflação, Woodford (2003) assume indexação parcial ou total, por meio de uma extensão do modelo de Calvo (1983). Para examinar as implicações do

comportamento “*backward-looking*” na dinâmica da inflação, seguindo o autor, supõe-se que a cada período uma fração aleatória  $1 - \mathbf{a}$  de todos os preços são modificados e ajustados de maneira ótima, mas o preço de cada bem  $i$  que não é revisto é ajustado de acordo com a regra de indexação (18):

$$\log p_t(i) = \log p_{t-1}(i) + \mathbf{g}p_{t-1} \quad (18)$$

onde  $0 \leq \mathbf{g} \leq 1$  mede o grau de indexação com relação a mais recente medida de inflação disponível. Essa hipótese de como os preços são reajustados no intervalo entre as reotimizações afeta a forma nas quais os preços devem ser definidos quando eles são reconsiderados. Assumindo novamente o modelo de Calvo (1983) como base, então o novo preço  $p_t(i)$  no período  $t$  deve maximizar a equação (19):

$$E_t \left[ \sum_{T=t}^{\infty} \mathbf{a}^{T-t} Q_{t,T} \left[ \Pi_T^i(p_t(i)(p_{T-1}/P_{t-1})^{\mathbf{g}}) \right] \right] \quad (19)$$

da qual obtêm-se a equação da condição de primeira ordem que é expressa pela equação (20):

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} (\mathbf{a}\mathbf{b})^{T-t} u_c(Y_T; \mathbf{x}_T) Y_T P_T^q \left( \frac{P_{T-1}}{P_{t-1}} \right)^{\mathbf{g}(1-q)} \left[ p_t^* - \mathbf{m}P_T^s(Y_T(p_t^*/P_T)^{-q}(P_{T-1}/P_{t-1})^{-\mathbf{g}q}, Y_T; \tilde{\mathbf{x}}_T) \right] \right\} = 0 \quad (20)$$

a expressão (20), implicitamente, define o preço ótimo  $p_t^*$  da mesma forma para todos os produtores que escolhem o novo preço na data  $t$ . Dada à escolha de  $p_t^*$  a cada período, o índice de preços geral evolui de acordo com a equação (21):

$$P_t = \left[ (1 - \mathbf{a})p_t^{*1-q} + \mathbf{a}(P_{t-1}(P_{t-1}/P_{t-2})^{\mathbf{g}})^{1-q} \right]^{1/(1-q)} \quad (21)$$

de forma que a equação (21) representa uma generalização da equação (7). Log-linearizando a condição de primeira ordem (20) obtêm-se a equação (22) que descreve a relação log-linear de oferta agregada:

$$\mathbf{p}_t - \mathbf{g}p_{t-1} = k(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \mathbf{b}E_t(\mathbf{p}_{t+1} - \mathbf{g}p_t) \quad (22)$$

onde os parâmetros  $\mathbf{b}, k, \hat{Y}_t^n$  possuem as mesmas definições da equação (13). A tolerância para o componente “*backward-looking*” generaliza a NKPC de uma forma bem direta; agora é a quase-diferenciada taxa de inflação,  $\mathbf{p}_t - \mathbf{g}p_{t-1}$ , ao invés da taxa de inflação, que é relacionada ao hiato do produto. Iterando a equação (22), obtêm-se uma generalização da equação (14):

$$\mathbf{p}_t = \mathbf{g}\mathbf{p}_{t-1} + k \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{b}^j \mathbf{E}_t [\hat{Y}_{t+j} - \hat{Y}_{t+j}^n] \quad (23)$$

agora a taxa de inflação projetada para o período  $t$  e os próximos depende não somente da trajetória prevista para o hiato do produto nesses períodos, mas também da taxa de inflação defasada  $\mathbf{p}_{t-1}$ , essa especificação, por sua vez, implica que há uma inércia inflacionária, e que é maior quando o parâmetro da indexação,  $\mathbf{g}$ , for grande.

Contudo, uma característica indesejável ainda se encontra presente: se um distúrbio monetário aumenta o PIB nominal somente com uma defasagem, o modelo prediz que o produto deveria inicialmente se contrair em resposta a tal choque, em razão de que a expectativa sobre o aumento futuro do PIB implica um desejo para aumentar  $\mathbf{p}_t - \mathbf{g}\mathbf{p}_{t-1}$  imediatamente, de forma que o resultado é um aumento da inflação antes do PIB nominal. O problema pode ser resolvido assumindo novamente uma defasagem de  $d$  trimestres antes que o novo preço exerça efeito. A relação de oferta agregada é então representada pela equação (24):

$$\mathbf{p}_t - \mathbf{g}\mathbf{p}_{t-1} = k\mathbf{E}_{t-d}(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \mathbf{b}\mathbf{E}_{t-d}(\mathbf{p}_{t+1} - \mathbf{g}\mathbf{p}_t) \quad (24)$$

essa especificação de Curva de Phillips tem sido empregada em diversos trabalhos para avaliar a dinâmica da inflação e a magnitude dos coeficientes relacionados a inflação passada e a inflação futura.

### 2.3 REVISÃO EMPÍRICA DA CURVA DE PHILLIPS

Phelps (1967) e Friedman (1968) argumentaram que a suposição na análise original de que o ajustamento no mercado de trabalho ocorreria através do salário nominal estava equivocada. Essa avaliação não era condizente com a racionalidade dos agentes econômicos, onde o ajuste deveria ocorrer através do salário real, e dessa forma as expectativas de inflação deveriam ser levadas em consideração. Portanto a idéia de que haveria uma simples, previsível e persistente relação entre inflação e desemprego foi rejeitada devido aos resultados divergentes que apresentavam.

Novas teorias surgiram para explicar a relação entre inflação e desemprego, entre as quais a teoria das expectativas racionais e a da NAIRU<sup>7</sup> (Taxa de desemprego que mantém a inflação constante). Dessa forma, a redução do desemprego abaixo da NAIRU é temporária e resulta apenas em uma elevação da taxa de inflação no longo prazo e, portanto a Curva de Phillips é vertical no longo prazo.

A macroeconomia das expectativas racionais baseia-se em uma hipótese importante: os agentes econômicos conhecem um modelo macroeconômico que descreve o comportamento das variáveis endógenas em função das variáveis exógenas, e dessa forma projetam a trajetória dessas variáveis. Essa hipótese é bastante diferente quando a hipótese utilizada são as expectativas adaptativas, onde as projeções das variáveis são funções do seu desempenho passado, o que conduz a erros sistemáticos.

Com as expectativas racionais, qualquer “*trade-off*” existente seria de curto prazo, ou seja, uma vez que os agentes econômicos esperassem uma alta na inflação, a política monetária não poderia manter a taxa de desemprego permanentemente abaixo do seu equilíbrio ou “nível natural” (a taxa de desemprego que prevalece quando as expectativas são confirmadas e o mercado de trabalho está em equilíbrio).

Dessa forma, a inflação inesperada poderia levar para um nível de desemprego abaixo do seu equilíbrio, mas somente temporariamente. No longo prazo, o fator surpresa desaparecerá quando os agentes econômicos aprendem que o nível de preços aumentou, e como resultado, o nível de desemprego voltará para a taxa de equilíbrio; e, portanto não há nenhum “*trade-off*” entre inflação e desemprego.

O aumento conjunto da taxa de inflação e da taxa de desemprego durante a recessão de 1974 / 1975 nos EUA, fez com que muitos Keynesianos reinterpretassem a Curva de Phillips de uma maneira que reconciliasse as visões monetaristas e keynesianas do “*trade-off*”, de forma que, haveria um “ponto de fronteira” e abaixo dele ocorreria pressão inflacionária, porém mantendo considerável foco na administração ativa da demanda agregada.<sup>8</sup>

A década de 70 foi dominada por uma série de choques de oferta (principalmente os do petróleo) os quais não estavam automaticamente incorporados na Teoria Keynesiana da época, pois esta se preocupava mais com os efeitos das alterações na demanda agregada e

---

<sup>7</sup> Non-accelerating inflation rate of unemployment

<sup>8</sup> Modigliani e Papademos (apud Espinosa-Vega e Russell, 1997, p.11) afirmaram “the existence of NAIRU (the noninflationary rate of unemployment) is implied by both the “vertical” and the “nonvertical” schools of the Phillips curve”.

assumia uma oferta agregada estável. Nesse momento, os Keynesianos não conseguiam explicar como a inflação havia se tornada tão elevada se o mercado de trabalho apresentava-se abaixo da taxa de equilíbrio, e os monetaristas podiam culpar a aceleração da inflação devido à agressiva administração da demanda, mas não explicavam como essa política podia produzir um desemprego tão elevado.

Como resultado desses problemas, surge uma nova abordagem fundamentada na Teoria Clássica e que se tornou conhecida como escola dos Novos Clássicos. Essa abordagem envolvia a formalização de muitos conceitos que eram utilizados informalmente por clássicos e monetaristas. Uma suposição é que indivíduos e firmas tomam suas decisões de forma a maximizar seu bem-estar sujeito as restrições tecnológicas e orçamentárias.

Outra importante hipótese refere-se às decisões intertemporais, o que os leva a estudar a interação entre escolhas atuais e escolhas futuras e uma tentativa de traçar as conseqüências dessas escolhas ao longo do tempo. A hipótese de que as expectativas são formadas racionalmente implica que os agentes econômicos utilizam de maneira eficiente todas as informações disponíveis para a formulação das expectativas.

A aplicação desse princípio implica que o valor esperado da variável em questão é dado por uma distribuição de probabilidades associada a essa variável, condicionada ao estoque de informações disponíveis no período da previsão. Como o valor esperado é a média dessa distribuição, e adicionando um termo estocástico de erro com média zero, o valor esperado é igual à média, o que implica que os erros de previsão são aleatórios (Moraes, 1990 p. 87).

As investigações são feitas através de modelos de equilíbrio geral (modelos que levam em conta as complexas e freqüentes interações simultâneas entre diferentes variáveis econômicas no curto e longo prazo). As expectativas econômicas dos indivíduos e das firmas são formuladas na maneira mais precisa possível, dadas às informações disponíveis, o que é conhecido como expectativas racionais. Mesmo que a hipótese das Expectativas Racionais tenha se tornado dominante entre os macroeconomistas, há uma série de críticas em relação à sua utilização, pois ela depende de alto conhecimento econômico e habilidade para projeção das firmas e indivíduos.

Embora o argumento de Phelps-Friedman prove ser válido, ainda permanece a possibilidade do “*trade-off*” de curto prazo. Segundo Atkeson e Ohanian (apud Lansing, 2002, p.1) a Curva de Phillips de curto prazo não representa uma relação empírica estável que

pode ser explorada com intuito de obter uma confiável projeção de inflação. Segundo esses autores, os coeficientes sobre a taxa de desemprego variam substancialmente entre os diferentes períodos da amostra.

Algumas possibilidades para essa instabilidade são sugeridas, como mudanças no regime de política monetária que afetam as expectativas das pessoas para a inflação futura, mudanças demográficas na força de trabalho que influenciam o nível da NAIRU e variações na produtividade do trabalho que modifica o “*pass-through*” do aumento do salário para a inflação. Com relação ao declínio da NAIRU nos EUA durante a segunda metade dos anos 90, Staiger et al. (apud Lansing, 2002, p.3) e Ball e Mankiw (apud Lansing, 2002, p.3) forneceram evidências de uma relação entre o crescimento da produtividade e os movimentos da NAIRU.

Gordon (1996) ao invés de assumir um valor para a NAIRU e testar sua validade em simulações dinâmicas com dados posteriores ao da amostra, utiliza uma técnica econométrica que possibilita a estimação de uma NAIRU “time-varying”. O autor chama o modelo de “*triangle model*” de inflação, pois resume a dependência da taxa de inflação de três variáveis básicas: inércia (i.e., a influência da inflação defasada), demanda e oferta. Não há inclusão de expectativas e de salários no modelo<sup>9</sup>. Dessa forma, ele propõe um critério econômico baseado numa média suavizada para escolher entre estimativas alternativas de NAIRU dadas as medidas de inflação utilizadas.

A análise rejeita o argumento apresentado por Staiger et al. (1996) de que o intervalo de variação estatística da NAIRU tornaria seu conceito inútil para a condução da política monetária e conclui que o modelo apresenta duas contribuições para a condução da política monetária: (a) quantifica de forma sistemática a intuição de que a NAIRU havia caído nos EUA nos anos 90 e, (b) as diferenças nas medidas da “*time-varying*” decorrem em função das diferentes medidas de inflação, o que leva o FED a posicionar-se sobre qual conceito de inflação está tentando estabilizar.

De acordo com Estrella e Mishkin (1998) o conceito de NAIRU pode desempenhar um papel importante na condução da política monetária. Contudo, seu sucesso depende da definição da NAIRU como um conceito de curto-prazo e diferente do conceito de longo-prazo como a taxa natural de desemprego. Dessa forma, os autores propõem conceituar a NAIRU como um ponto de referência para o desemprego que reflete as pressões inflacionárias no

---

<sup>9</sup> Para maiores detalhes sobre esse tema veja Gordon (1996, p. 13).

curto-prazo ou sobre o horizonte intermediário de política monetária. Essa NAIRU de curto-prazo incorpora não somente a taxa natural de desemprego, mas outras variáveis que auxiliam a prever a inflação<sup>10</sup>. O papel da NAIRU na condução da política monetária é analisado de duas maneiras: (i) o caso com função objetivo somente a inflação e outra com função objetivo com produção e inflação; (ii) o caso da incerteza sobre os parâmetros, com função objetivo somente a inflação e outra com função objetivo com produção e inflação. Embora a incerteza dos parâmetros tenha efeitos em como a política monetária deve ser conduzida, os resultados empíricos sugerem não serem tão importantes.

Com o objetivo de investigar a projeção da inflação para os EUA em um horizonte de 12 meses à frente, Stock e Watson (1999) apontaram que (a) existe evidência estatística que os parâmetros da Curva de Phillips, como convencionalmente especificados, têm mudado ao longo do tempo, e a principal contribuição vem de mudanças da inflação defasada sobre a Curva de Phillips, (b) a Curva de Phillips especificada com uma medida alternativa da atividade econômica real pode fornecer projeções com menor erro de previsão daquelas baseadas na taxa de desemprego, (c) é possível melhorar a Curva de Phillips tradicional usando variáveis alternativas para projetar a inflação futura.

Utilizando uma variação do modelo tradicional da Curva de Phillips, que relaciona a variação da inflação aos valores passados do hiato de desemprego (a diferença entre a taxa de desemprego e a NAIRU) e as variações passadas na inflação e choques de oferta passados ou atuais, Stock e Watson (1999) propõem duas alterações nessa estrutura: (i) a variável dependente é a mudança na taxa de inflação sobre os períodos maiores que a frequência da amostra, e (ii) os choques de oferta são omitidos devido aos resultados preliminares indicarem que o desempenho dos modelos de projeção que incluem essa variável são piores.

A especificação utilizada impõe duas importantes restrições<sup>11</sup>: (a) a inflação é integrada de ordem 1 e (b) a NAIRU é constante. Vários testes para verificar a estabilidade dos parâmetros foram realizados, que indicaram evidências de significância estatística de instabilidade dos parâmetros, concentradas principalmente nos coeficientes da inflação passada. A instabilidade verificada é ignorada devido a dois fatores. Primeiro, quando a instabilidade é pequena, os métodos estatísticos que incorporam essa instabilidade não apresentam desempenho superior aos mínimos quadrados, e segundo, essa instabilidade tem sido identificada em análises completas da amostra e incorporá-la dentro do modelo é

---

<sup>10</sup> Para maiores detalhes veja Estrella e Mishkin (1998, p. 7).

<sup>11</sup> Para maiores detalhes da especificação do modelo veja Stock e Watson (1999, p. 4).

inconsistente com o exercício de projeção numa metodologia de simulação de tempo real. Stock e Watson (1999) concluem que a interpretação da Curva de Phillips como uma relação entre a atividade econômica real corrente (utilizando medidas como utilização da capacidade instalada ou produção real) e inflação futura fornece uma mais confiável e exata projeção de curto-prazo para a inflação dos EUA.

Um estudo para a realidade brasileira foi desenvolvido por Lima (2000) com o objetivo de investigar o comportamento da NAIRU ao longo do tempo, testar seus intervalos de confiança e a possível utilidade na condução da política monetária no Brasil. O autor argumenta que, devido à instabilidade econômica brasileira em anos passados, a utilização de modelos econométricos mais adequados do que os utilizados em Portugal et al. (1999) são necessários. Dessa forma, ele utiliza dois modelos: O de resíduos ARCH e o de mudança de regime Markoviana.

Os modelos são estimados usando dados trimestrais da taxa média de desemprego e para a taxa de inflação (INPC) para o período de 1982:1 a 1999:3, ambos coletados pelo IBGE<sup>12</sup>. Nenhum dos dois modelos permite variações no tempo nos coeficientes do desemprego defasado. Não pode ser rejeitado que desvios da taxa de desemprego da NAIRU podem ter um efeito significativo, com o sinal correto sobre a taxa de inflação, porém as estimativas não são precisas<sup>13</sup>. Portanto, a sua utilização na condução da política monetária não fornece uma boa indicação de qual deveria ser a política monetária perseguida pelo Banco Central. Uma conclusão interessante é que durante grande parte do período inflacionário no Brasil, a taxa de desemprego esteve sistematicamente abaixo do intervalo estimado para a NAIRU, o que só foi revertido após o plano de estabilização (plano Real).

Com relação à performance dos modelos, segundo Galí e Gertler (1999) há uma aparente dificuldade para os modelos capturarem a persistência da inflação sem apelar a qualquer forma de rigidez na inflação. Adicionalmente, existe uma dificuldade em detectar uma significância estatística da atividade real sobre a inflação utilizando a modelagem sugerida pela teoria, ou seja, quando a medida da atividade real é o hiato do produto.

Dessa forma, Gali e Gertler (1999) desenvolvem um modelo estrutural para estimação da Curva de Phillips. Esse modelo apresenta as seguintes características; (i) utilização de uma medida de custo marginal real no lugar do hiato do produto, o qual descreve diretamente o impacto dos ganhos de produtividade sobre a inflação; (ii) estendem a teoria da Nova Curva

---

<sup>12</sup> Para um maior detalhamento, veja-se Lima (2000, p. 2).

<sup>13</sup> De acordo com os resultados obtidos nenhum valor entre (-1,9;-0,7) pode ser rejeitado.



de Phillips para permitir que um subconjunto de firmas que fixam os preços de acordo com a inflação passada, o que permite a estimação do nível a partir de um modelo puro de “*forward looking*” necessário para descrever a persistência da inflação; (iii) identificação e estimativa de todos os parâmetros estruturais do modelo utilizando métodos econométricos convencionais.

Os resultados indicam que condicionados a trajetória dos custos marginais reais, a Curva de Phillips na abordagem dos novos keynesianos (NKPC)<sub>2</sub> com um comportamento “*forward looking*” pode fornecer uma boa descrição da dinâmica da inflação. Há alguma imprecisão nas estimativas da importância do comportamento “*backward looking*” e também entre todas as especificações o comportamento “*forward looking*” prevalece.

Ball e Mankiw (2002) apresentaram uma discussão sobre porque a NAIRU varia ao longo do tempo e avaliam algumas hipóteses para esse comportamento. Segundo os autores, “At any point in time, society faces a trade-off, but the trade-off changes over time” (Ball et al (2002), p.5). Eles sugerem que a variação no “*trade-off*” pode ser causada por alguns fatores: (a) choques de oferta, (b) mudanças nas características do mercado de trabalho, (c) hysteresis, (d) má especificação econométrica. Uma hipótese que tem adquirido importância é a aceleração da produtividade no final dos anos 90, e conforme destacado pelos autores, isto causa mudanças na Curva de Phillips. Eles concluem afirmando que os macroeconomistas deveriam direcionar-se para a estruturação e aplicação de testes em modelos que levem em conta inflação, desemprego e produtividade.

Há diversos trabalhos na literatura que procuraram avaliar a dinâmica da inflação no Brasil, e as possíveis alterações decorrentes das mudanças de regime de política monetária, e mais especificamente, as alterações ocorridas em função da adoção do sistema de metas de inflação. Podem-se citar os trabalhos de Bogdanski et al (2000), Carneiro et al (2002), Minella et al (2003), Muinhos e Alves (2003), Schwartzman (2004) e Alves e Areosa (2005), os quais procuraram estimar diferentes especificações da Curva de Phillips para o Brasil e avaliar quais são os principais determinantes da inflação no Brasil e os pesos associados à inércia da inflação e às expectativas de inflação. O Quadro 1 a seguir apresenta um resumo desses trabalhos.

Carneiro et al (2002) estima uma especificação de Curva de Phillips não linear para o coeficiente de repasse cambial, de forma que ele seja função de variáveis macroeconômicas que influenciam o grau de repasse cambial, especialmente o câmbio real e o nível de atividade

econômica. As expectativas não são modeladas e os autores concluem que a relação entre inflação e câmbio não pode ser trabalhada apenas pela especificação linear.

### QUADRO 1: Estudos empíricos recentes da Curva de Phillips para o Brasil

Autor	Bogdanski et al (2000)	Muinhos e Alves (2003)	Minella et al (2002)	Carneiro et al (2002)	Areosa (2004)	Schwartzman (2004)
Variáveis						
Ciclo econômico	Hiato com uma defasagem	Calculo de curva de oferta conjunto com curva de phillips	Desemprego com uma defasagem e ajuste sazonal do IBGE	Desemprego com uma defasagem	PIB trimestral, extraindo -se sazonalidade e tendência linear Custo marginal medido pela participação dos salários no PIB.	Utilização da capacidade (FGV), com uma defasagem e ajuste sazonal.
Repasso Cambial	Não linear Uso de inflação Externa (PPI)	Quebra estrutural em 1999q1 Não linear e uso do PPI	Linear Variação em 12 meses e uma defasagem	Não linear, interagindo com desemprego e câmbio real.	Linear, uso da inflação externa. Desvalorização defasada, contemporânea e futura.	Linear, com variação em 4 trimestres Uso da inflação externa (PPI) sem defasagem
Inércia	Duas defasagens	Uma defasagem	Duas defasagens	Duas defasagens	Uma defasagem	Uma defasagem
Expectativas		Modelos consistentes adicionado de previsão de preços administrados efetuada pelo BC	Não são modeladas	Não são modeladas	Variáveis Instrumentais	VAR
Restrição de Longo prazo	Sim	Sim	Não	Não	Não	Testadas
Medidas de inflação	IPCA	IPCA preços livres e IPCA cheio	IPCA	IPCA cheio e desagregado	IPCA	IPCA desagregado (variável dependente) IPCA cheio (variáveis independentes, inércia e expectativas).
Frequência dos dados	Trimestral	Trimestral	Mensal	Trimestral	Mensal	Trimestral
Amostra			1994.9 – 2002.6	1994.3-2001.4	1995.1-2003.9	1997.1-2003.3 1998.1-2003.3 1999.1-2003.3
Dummies		Dummy de regime interagindo com coeficiente de repasse	Dummy de regime no nível e interagindo com inércia.	Sem dummies de regime	Sem dummies de regime	Dummy de regime, para o 3º trim/2000 e para crise política em 2002.

Fonte: Schwartzman (2004)

Minella et al. (2003) avaliam o sistema de metas de inflação adotado no Brasil em 1999, principalmente em dois aspectos que são comuns a outras economias emergentes: a construção da credibilidade e a alta volatilidade da taxa de câmbio. Entre diversas aplicações, os autores estimaram uma função de reação do Banco Central que relaciona a taxa de juros

aos desvios das expectativas de inflação da meta, permitindo uma suavização da taxa de juros e reagindo ao hiato do produto e aos movimentos da taxa de câmbio<sup>14</sup>. O período analisado compreende de julho de 1997 a dezembro de 2002, com dados mensais. Os resultados sugeriram que a política monetária tem reagido fortemente às pressões inflacionárias, principalmente em resposta as expectativas de inflação, dando suporte de que a política monetária é conduzida de maneira “*forward-looking*”

Em outra análise, Minella et al (2003) supõem que o sistema de metas de inflação afeta a formação das expectativas de inflação, de forma que é possível considerar que o comportamento “*backward-looking*” tenha se tornado menor ou que as empresas dêem menor importância para a inflação passada quando ajustam seus preços. Os autores utilizam dados mensais e estimam a inflação em função da sua própria defasagem, da taxa de desemprego dessazonalizada, da variação da taxa de câmbio em 12 meses defasada em um período e uma variável *dummy* que multiplica alguns dos regressores para o período de metas de inflação. Na primeira especificação os coeficientes associados à constante, a *dummy* da constante, a variação da taxa de câmbio, a inflação defasada um período e a *dummy* associada à inflação defasada são estatisticamente significativos. O coeficiente associado à taxa de desemprego não é significativo. Os resultados evidenciam que no período do sistema de metas de inflação houve uma redução na importância da inflação defasada para explicar o comportamento da inflação futura. A segunda especificação apenas inclui o termo relativo à inflação defasada dois períodos e também uma variável *dummy* associada. Os resultados não apresentam grandes alterações e a conclusão permanece inalterada.

Celasun et al (2004) avaliaram a relativa importância da rigidez da inflação e a credibilidade da política fiscal em modelar o processo de inflação durante onze tentativas de desinflação em dez países emergentes. Particular atenção foi dada para avaliar se as expectativas de inflação durante o processo de desinflação eram significativamente relacionadas à inflação passada e a evolução da atual e esperada trajetória do déficit fiscal do governo. Os resultados sugerem que a política fiscal desempenha um papel importante no processo de redução das expectativas de inflação.

Em outro exercício para avaliar a importância da inflação passada ou das expectativas de inflação na determinação da inflação, Celasun et al (2004) estimaram um modelo híbrido,

---

<sup>14</sup> A especificação adotada foi:  $i_t = \mathbf{a}_1 i_{t-1} + (1 - \mathbf{a}_1)(\mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_2(\mathbf{E}_t \mathbf{p}_{t+j} - \mathbf{p}_{t+j}^*) + \mathbf{a}_3 y_{t-1} + \mathbf{a}_4 \Delta e_{t-1})$

que contém um comportamento de preços “*backward and forward-looking*”, semelhante à utilizada por Galí e Gertler (1999). A especificação adotada é uma alteração do modelo puramente “*forward-looking*” de Calvo (1983), ou seja, é permitido que uma fração das empresas seja “*backward-looking*” e reajustem seus preços com base na inflação observada no período anterior<sup>15</sup>. Os resultados das estimações em mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais sugerem que o coeficiente da expectativa de inflação é mais relevante que o coeficiente da inflação passada na determinação da inflação atual, e em cinco países da amostra, entre os quais o Brasil, não há rejeição da hipótese de que o coeficiente das expectativas de inflação é igual à unidade.

Schwartzman (2004) estima a Curva de Phillips para o Brasil usando dados de preços desagregados e com o método dos mínimos quadrados em três estágios. O autor utiliza o nível de utilização da capacidade instalada da indústria medido pela Fundação Getúlio Vargas como *proxy* do efeito do ciclo econômico sobre a inflação com objetivo de evitar o problema da baixa significância estatística do parâmetro do hiato do produto. De acordo com Schwartzman (2004) esse parâmetro sintetiza o “*trade-off*” entre inflação e atividade. Segundo o autor, esse parâmetro varia de 0,6 a 1,3; o que corresponde a afirmação de que em termos anualizados uma redução de 1% na utilização da capacidade instalada gera uma redução de 1,3% na inflação em termos anualizados no trimestre subsequente. Desde 1994 o nível de utilização da capacidade instalada variou entre 77% e 86%, indicando considerável espaço para redução da inflação através do canal da demanda.

Alguns trabalhos recentes têm abordado deficiências com relação às estimativas da Curva de Phillips na abordagem dos novos keynesianos (NKPC). Uma crítica em relação às evidências empíricas encontradas a favor da NKPC é realizada por Bardsen et al. (2004). Estes autores sugerem que os resultados favoráveis encontrados para a área do Euro dependem de escolhas específicas que podem ser feitas com relação à escolha metodológica. Bardsen et al. (2004) chama atenção de que as evidências encontradas em estudos anteriores, como Galí e Gertler (1999) e Galí et al. (2001) são fracas e que uma forma simples de obter modelos estatisticamente adequados é incluir variáveis da lista de instrumentos como variáveis explicativas.

Porém, os resultados mostram que a NKPC pode ser vista como um modelo de correção de equilíbrio aumentado de um “*forward term*”, ou seja, embora as conclusões

---

<sup>15</sup> A especificação adotada é  $p_t = a + (1 + d)p_{t-1} + dp_{t+1} + lmc_t$

obtidas não confirmem as evidências encontradas por outros autores, eles não podem excluir que o termo das expectativas futuras pode desempenhar um papel importante na explicação da dinâmica da inflação dentro de modelos estatísticos bem especificados e utilizando procedimentos corretos para testá-lo.

Como resposta as críticas à versão híbrida da NKPC que relacionam a inflação ao custo real marginal, a expectativa de inflação e a inflação passada; principalmente ao possível viés de especificação e métodos de estimação inadequados, Gali et al (2005) argumentam que as mesmas não procedem e são claramente derivadas de uma falha na interpretação da conexão entre os parâmetros da equação na forma estrutural e os parâmetros na forma reduzida.

Em um estudo aplicado ao Brasil, Cerisola e Gelos (2005) avaliam os principais determinantes das expectativas de inflação observadas no Brasil e sua dinâmica ao longo do tempo. O foco principal é avaliar como a credibilidade das metas tem evoluído, o grau como as expectativas são formadas, e o papel desempenhado pela política fiscal no sentido de influenciar as expectativas.

O modelo é obtido do trabalho de Celasun et al. (2004) e derivado de um modelo estrutural de precificação como descrito em Galí e Gertler (1999), permitindo um comportamento “*backward-looking*” e um “*forward-looking*”. Seguindo Calvo (1983), o modelo assume que as empresas estão frente a uma restrição exógena nas suas mudanças de preços. No agregado, a inflação é dirigida pelas expectativas sobre a inflação futura, a inflação passada e um termo refletindo o custo real marginal de produção. O modelo sugere que as expectativas sobre os futuros custos marginais de produção devem ser importantes para o comportamento das expectativas de inflação. A estimação é efetuada usando como *proxy* para o custo marginal de produção os desvios em relação à tendência, da taxa de câmbio real e dos salários reais.

Os resultados obtidos indicam que a meta de inflação e a política fiscal têm desempenhado um papel importante na condução das expectativas de inflação<sup>16</sup>. Os resultados foram em linha com os obtidos por outros autores, onde a relevância da inflação passada na

---

<sup>16</sup> Foram utilizados três métodos de estimação; mínimos quadrados ordinários, método dos momentos generalizados, e mínimos quadrados ordinários modificados. A equação estimada tem a seguinte forma:

$$E\mathbf{p}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1\mathbf{p}_{t-1} + \mathbf{a}_2\mathbf{p}_t^T + \mathbf{a}_3pb_{t-3} + \mathbf{a}_4r_{t-3} + \mathbf{a}_5reer_{t-3} + \mathbf{a}_6wage_{t-3} + u_t$$

determinação das expectativas é relativamente baixa, com coeficientes variando entre 0,18 e 0,29. A meta de inflação é um determinante significativo das expectativas de inflação, com coeficientes entre 0,66 e 1. Outra conclusão importante é que a postura da política fiscal (como *proxy* utiliza-se o percentual do Superávit Primário sobre o PIB) apresenta grande influência sobre as expectativas de inflação, com resultados sugerindo que um aumento de 1% na meta de superávit primário reduz as expectativas de inflação em aproximadamente um ponto percentual. Segundo os autores, o papel do superávit primário no Brasil pode ser particularmente importante devido à falta de autonomia operacional do Banco Central.

Um trabalho interessante é o proposto por Alves e Areosa (2005) que incorporaram a meta de inflação à Curva de Phillips híbrida. A especificação adotada relaciona a inflação doméstica à taxa de inflação externa através do nível da taxa de depreciação e do grau de abertura da economia, e considera o custo marginal das empresas como medida relevante do ciclo econômico. O parâmetro associado à meta é quantitativamente relevante e estatisticamente significativo, com valor de 0,689. O valor associado ao repasse cambial é significativo, mas baixo, o que vai de encontro com os valores encontrados na literatura para vários países que adotam o câmbio flutuante. O custo marginal é importante para explicar a inflação, porém o mesmo não é significativo. Os autores efetuaram estimações recursivas para o parâmetro associado à meta de inflação e concluem que o peso associado à meta aumenta em períodos quando as expectativas de inflação estão próximas da meta oficial, e dessa forma eles dividem o comportamento desse parâmetro em três fases: (i) 1999-2000, a fase da implementação, (ii) 2002-2002, a fase de estresse, (iii) 2003-2004, a restauração da credibilidade.

A análise dos resultados obtidos por Alves e Areosa (2005) pode ser relacionada aos resultados obtidos por Cerisola e Gelos (2005), onde os autores analisam quais são os fatores que influenciam nas expectativas de inflação. A conclusão obtida indica que as expectativas de inflação têm se tornado cada vez menos “*backward-looking*” e crescentemente ancoradas à meta de inflação. Um aspecto importante é que a política fiscal tem sido fundamental para ancorar as expectativas de inflação, principalmente durante os períodos de incerteza.

Sanchez (2006) conclui que a NKPC fornece uma boa aproximação da dinâmica da inflação para o Japão. A autora segue o método de estimação de Galí e Gertler (1999) e investiga a robustez do modelo usando os testes de Andrews (1993) e Rossi (2004). De acordo com os resultados obtidos, a importância estatística do custo marginal real é maior quando medido através do custo unitário do trabalho do que quando medido pelo hiato do

produto, e o comportamento “*forward looking*” domina o comportamento “*backward looking*”.

Em recente trabalho, Fanelli (2007) avalia que o sucesso da NKPC decorrente de resultados obtidos em estudos anteriores de Galí e Gertler (1999) e Gali et al. (2001) é em função do uso de métodos limitados. Segundo o autor, o uso da Curva de Phillips na abordagem dos novos keynesianos como um consenso de modelo de inflação dinâmica parece desconsiderar que existem outras forças de aumento de preços. O autor utiliza os dados de Gali et al. (2001). Empregando um modelo híbrido da NKPC, dando especial atenção ao caso onde as variáveis são tratadas como não-estacionárias e possivelmente co-integradas. Os resultados empíricos sugerem que a estimação da NKPC para a zona do Euro está longe de ser uma boa aproximação da dinâmica da inflação. Contudo, esse resultado não implica necessariamente que o comportamento “*forward looking*” não é importante para a explicação da inflação.

### 3 CURVA DE PHILLIPS E META DE INFLAÇÃO

Esse capítulo apresenta a relação entre a Curva de Phillips e o sistema de metas de inflação. A Curva de Phillips, que descreve a dinâmica da inflação, é uma das equações estruturais que é utilizada para determinar a evolução da taxa de juros através de uma regra de Taylor. Posteriormente é apresentada uma análise do desempenho da política monetária em países que adotam o sistema de metas de inflação e uma avaliação do desempenho da política monetária brasileira com o regime de metas de inflação.

#### 3.1 DERIVAÇÃO TEÓRICA

No regime de metas de inflação, a autoridade monetária minimiza a função de perda sujeita à estrutura da economia, onde a função perda expressa o “*trade-off*” entre volatilidade da inflação e do produto. Esse “*trade-off*” pode ser representado pela expressão (25):

$$\text{Min}[(p^e - p^*)^2 + a(y - \bar{y})^2 + I(i - i_{t-1})^2] \quad (25)$$

onde  $p^e$  é a inflação esperada,  $p^*$  é a meta de inflação,  $y$  é o produto efetivo,  $\bar{y}$  é o produto potencial e  $i$  é a taxa de juros, a qual é o instrumento de política monetária utilizado. O último termo da equação (25) implica uma suavização da taxa de juros, de forma a adotar uma postura de prudência frente às incertezas e para reduzir a volatilidade na economia real. Assim, com credibilidade tem-se  $E[y] = \bar{y}$  e  $E[p] = p^*$ .

É relevante que a autoridade monetária conheça as principais características dos mecanismos de transmissão da política monetária, de modo a responder de maneira eficiente as diferentes intensidades e defasagens dos principais canais de transmissão. Segundo o BACEN (2000), um modelo estrutural pode ser representado pelas seguintes equações: (i) uma Curva IS que expressa o hiato do produto em função de suas próprias defasagens, da taxa real de juros e da taxa real de câmbio; (ii) uma Curva de Phillips que expressa a taxa de inflação corrente em função de suas próprias defasagens, das expectativas de inflação, do hiato do produto e da taxa de câmbio nominal; (iii) uma equação de equilíbrio financeiro do



mercado cambial, que relaciona o diferencial entre as taxas de juros domésticas e externas com a taxa esperada de desvalorização cambial e o prêmio de risco; (iv) uma regra de juros (que pode ser uma trajetória exógena de juros nominais ou reais, uma regra de Taylor, uma regra prospectiva, ou uma regra de reação ótima). A Curva IS representa a demanda agregada e pode ser especificada da seguinte forma:

$$h_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 h_{t-1} + \mathbf{b}_2 h_{t-2} + \mathbf{b}_3 r_{t-1} + \mathbf{e}_t^h \quad (26)$$

onde  $h$  é o logaritmo do hiato do produto,  $r$  é o logaritmo da taxa real de juros e  $\mathbf{e}_t^h$  é um choque de demanda. A análise da política fiscal pode ser incorporada com a inclusão de um termo representando o superávit primário do setor público.

A oferta agregada é representada pela Curva de Phillips e a especificação pode ser representada pela equação (27):

$$\mathbf{p}_t = \mathbf{a}_1 \mathbf{p}_{t-1} + \mathbf{a}_2 E_t \mathbf{p}_{t+1} + \mathbf{a}_3 \mathbf{p}_{t-2} + \mathbf{a}_4 h_{t-1} + \mathbf{a}_5 \Delta(p_t^F + e_t) + \mathbf{e}_t^n \quad (27)$$

onde  $\mathbf{p}_t$  é o logaritmo da taxa de inflação,  $h_t$  é o logaritmo do hiato do produto,  $p_t^F$  é o logaritmo do índice de preços ao produtor externo,  $e_t$  é o logaritmo da taxa de câmbio nominal,  $\Delta$  representa o operador de primeira diferença e o termo  $E_t$  é o operador de expectativa condicional à informação disponível em tempo  $t$ , e o termo  $\mathbf{e}_t^n$  é um choque de oferta. O equilíbrio financeiro do mercado cambial é representado pela equação (28):

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^F - x_t \quad (28)$$

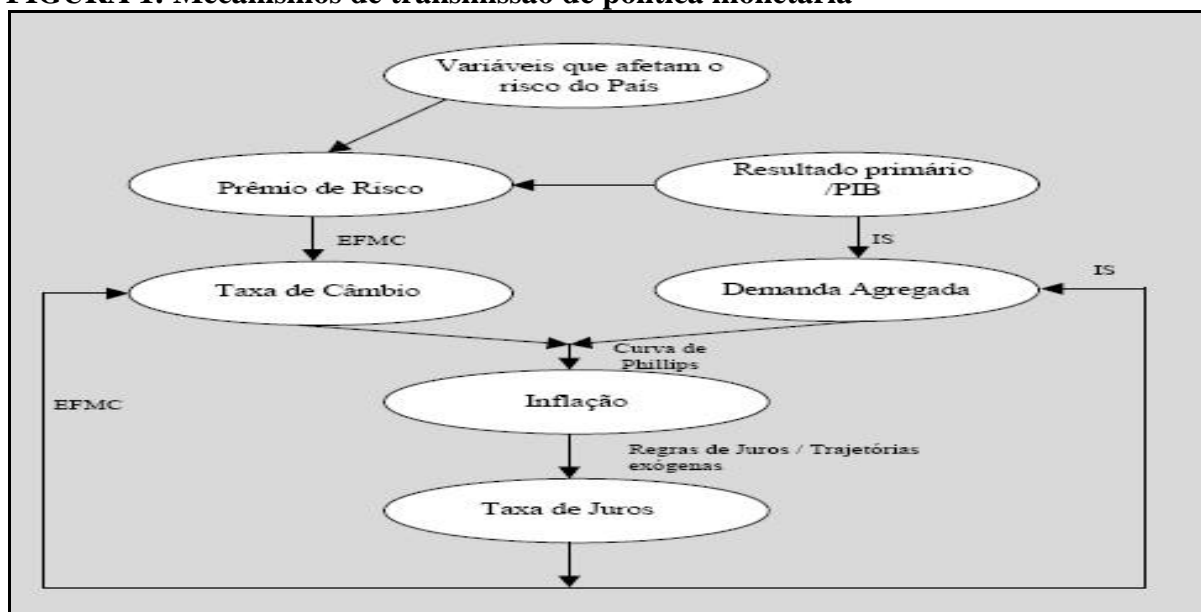
onde  $e_t$  é o logaritmo da taxa de câmbio,  $i$  é o logaritmo da taxa de juros doméstica,  $i^F$  é a taxa de juros internacional e  $x_t$  é o logaritmo do prêmio de risco. Tomando a primeira diferença da equação (28) e supondo que a mudança de expectativas siga um processo estocástico de ruído branco ( $\mathbf{h}_t$ ), a dinâmica cambial pode ser expressa como (29):

$$\Delta e_t = \Delta i_t^F + \Delta x_t - \Delta i_t + \mathbf{h}_t \quad (29)$$

Há duas variáveis exógenas na equação (29), a taxa de juros externa e o prêmio de risco. Dada a elevada volatilidade que o prêmio de risco apresenta, pode-se modelar o prêmio de risco em função dos seus principais determinantes, o que o torna endógeno. Uma representação da relação existente entre essas equações é apresentada na figura 1 a seguir.

Essas equações podem ser incorporadas em uma regra de Taylor onde o Banco Central responde aos desvios da taxa de inflação em relação à sua meta. Como há um conhecimento limitado sobre algumas variáveis macroeconômicas importantes, como os mecanismos de transmissão monetária, a taxa natural de crescimento, de emprego e juros, Orphanides (2007) destaca que aparentemente a melhor escolha é adotar uma política discricionária avaliando período a período o melhor conjunto de políticas a ser implementada.

**FIGURA 1: Mecanismos de transmissão de política monetária**



Fonte: BACEN (2000, p.97).

Contudo, segundo o autor, a adoção de um conjunto de políticas sistemáticas apresenta importantes vantagens sobre uma política discricionária; entre as quais se destacam: (i) o comprometimento da autoridade monetária com uma regra de política monetária evita a ineficiência associada com a questão da inconsistência das políticas, (ii) permite a autoridade monetária comunicar-se e explicar aos agentes econômicos suas decisões de forma mais eficiente, o que melhora a credibilidade do Banco Central em relação às futuras decisões de política monetária, (iii) torna as futuras decisões de política monetária mais previsíveis, o que reduz a incerteza da economia em geral.

### 3.2 DESEMPENHO DA POLÍTICA MONETÁRIA EM PAÍSES COM O SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO

Foram avaliados por Fraga et al (2003) alguns países emergentes que adotam o sistema de metas de inflação. Concluem que a inflação média dos países emergentes e industrializados reduziu-se após adoção do sistema de metas de inflação, contudo o desempenho nos países emergentes, relativo aos desenvolvidos, é pior, pois os desvios da meta e do limite superior da banda são mais comuns <sup>17</sup>. No geral, os países emergentes apresentam-se diante de um ambiente mais volátil, que exige o cumprimento de algumas observações para obtenção de melhores resultados, entre os quais se destacam: (i) elevados níveis de comunicação e transparência, (ii) bandas em relação à meta sendo consideradas principalmente como instrumento de comunicação, (iii) apresentação de uma metodologia de cálculo e apresentação da trajetória de convergência em situações de choques externos, onde a inflação desvia-se temporariamente da meta estabelecida. De acordo com Fraga et al (2003) a criação de um Comitê de Política Monetária no Brasil foi fundamental para proporcionar uma melhor estrutura de decisão de política monetária.

Segundo o FMI (2005), o sistema de metas de inflação possui duas características principais que o diferenciam de outros arranjos de política monetária, (a) o Banco Central é o responsável por manter a inflação dentro do intervalo fixado para a inflação, (b) a política monetária é implementada em função da previsão de inflação sobre um horizonte intermediário de tempo <sup>18</sup>. A primeira característica fornece uma clara indicação de que a estabilidade de preços é o principal objetivo. A segunda é proveniente do fato de que a inflação no curto prazo é pré-determinada devido à existência de rigidez nos preços e salários e a indexação à inflação passada, o que implica que a política monetária somente pode influenciar a inflação futura.

Os principais benefícios do sistema de metas de inflação, segundo o FMI são; (i) auxilia na construção da credibilidade e a ancorar as expectativas de inflação de forma mais eficaz, (ii) fornece uma maior flexibilidade ao Banco Central, pois implica que a autoridade monetária deve manter a inflação na meta dentro de certo horizonte de tempo. Dessa forma,

---

<sup>17</sup> Segundo dados dos autores, os desvios em relação à meta de inflação e do limite superior foram respectivamente 81% e 167% superiores que os países desenvolvidos.

<sup>18</sup> Svensson (1998) refere-se ao “inflation targeting” como “inflation forecast targeting”.

desvios de curto prazo não são considerados necessariamente perda de credibilidade; (iii) o sistema de metas de inflação apresenta menor custo econômico, relativo aos outros arranjos de política monetária.

Com relação às críticas que são levantadas ao sistema de metas de inflação, o FMI (2005) faz algumas observações as quais podem ser enumeradas da seguinte forma; (i) a de que o sistema de metas de inflação oferece pouca discricção e restringe o crescimento de forma desnecessária. Na verdade, o funcionamento do sistema de metas de inflação depende do equilíbrio entre o Banco Central e os agentes econômicos, sendo que para tanto é necessário que o Banco Central atue consistentemente para manter a inflação na meta, o que pode levar a ser mais agressivo em alguns períodos com objetivo de reduzir as pressões inflacionárias e que pode temporariamente reduzir o crescimento; (ii) o sistema de metas de inflação não pode ancorar as expectativas porque ele oferece muita discricção. Nesse caso, a preocupação é que o sistema permite uma flexibilidade que prejudica seus resultados; (iii) o sistema de metas de inflação permite uma alta volatilidade da taxa de câmbio. De fato, ao eleger a estabilidade de preços como sua principal meta, pode haver uma maior volatilidade da taxa de câmbio; (iv) o sistema de metas não pode funcionar em países que não possuem as precondições necessárias<sup>19</sup>.

De acordo com o FMI (2005), os estudos empíricos sobre o impacto do sistema de metas de inflação têm se concentrado nos países desenvolvidos, principalmente ao fato de que muitos adotaram o sistema no início dos anos 90, o que permite um maior histórico para análise. Esses estudos sugerem que há uma melhora no desempenho da economia associado ao sistema de metas de inflação, porém o mesmo não é suficiente para estabelecer uma significância estatística.

**TABELA 1: Análise comparativa das metas de inflação no período 1997: II a 2002: I**

Variáveis	Variável Dummy – Meta de Inflação
Índice de preços ao consumidor	- 4,82 **
Volatilidade do Índice de preços ao consumidor	- 3,638 **
Volatilidade da taxa de crescimento do produto real	- 0,633
Volatilidade do hiato do produto	- 0,010 **

Fonte: FMI (2005, p. 169).

Nota: \*, \*\*, \*\*\* representam a significância estatística ao nível 10%, 5% e 1%, respectivamente.

<sup>19</sup> Definiram-se precondições como capacidade técnica do Banco Central, ausência de dominância fiscal, mercado financeiro desenvolvido, instituições bem desenvolvidas.

Uma análise efetuada pelo FMI (2005) com objetivo de avaliar o desempenho econômico dos países divide a amostra em antes do sistema de metas de inflação e após o sistema de metas de inflação, especificamente o período entre o segundo trimestre de 1997 e o primeiro trimestre de 2002, sendo que o momento de quebra foi o quarto trimestre de 1999. A análise estatística supõe que uma parcela do desempenho macroeconômico depende parcialmente de seu próprio passado e do valor médio da meta de inflação, o qual significa o nível normal de inflação ao qual a mesma deve convergir. Os resultados são apresentados na tabela 1.

Os resultados demonstram que o sistema de metas de inflação está associado a uma redução de 4,8% na inflação média e de 3,6% na volatilidade da inflação. Adicionalmente, há uma redução de 0,01% na volatilidade do produto. Com objetivo de avaliar a sensibilidade dos resultados obtidos com relação a alterações na amostra, a estimação foi efetuada usando diferentes classificações; (i) por renda, (ii) nível de endividamento externo, (iii) exclusão de sete países emergentes que não compõem o índice JPMorgam EMBI. Conforme dados da tabela 2 não houve nenhuma alteração significativa dos resultados anteriores, e o sistema de metas de inflação continua apresentando um desempenho superior relativo aos outros regimes.

**TABELA 2: Análise com diferentes classificações no período 1997: II a 2002: I**

Variáveis	Banco Mundial: Classificação por renda		Banco Mundial: Classificação por dívida externa	Países Emergentes	Classificação pelo EMBI
	Exclusão de países de baixa renda	Exclusão de países de renda média-baixa.	Países não severamente endividados		
Índice de preços ao consumidor	- 5,025 **	- 9,406*	- 3,82 **	- 4,97 **	- 4,65 **
Volatilidade do Índice de preços ao consumidor	- 4,138 **	- 4,20	- 1,842	- 4,82 **	- 3,95 **
Volatilidade da taxa de crescimento do produto real	- 0,898	- 3,128*	- 0,435	- 1,23	- 0,937
Volatilidade do hiato do produto	- 0,012 **	- 0,024 **	- 0,009	- 0,014 **	- 0,012**

Fonte: FMI (2005, p.170).

Nota: \*, \*\*, \*\*\* representam a significância estatística ao nível 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Embora os resultados do sistema de metas de inflação sejam positivos, o FMI (2005) destaca que devido ao período de análise ser muito curto é difícil fazer conclusões definitivas, principalmente no sentido de causalidade desses benefícios. Contudo, uma análise efetuada

por Levin et al (2004) mostram evidências de que as expectativas de inflação de longo prazo tornam-se melhor ancoradas em países que adotam o sistema de metas de inflação e que possuem uma meta explícita de inflação. Usando expectativas de inflação de longo prazo (seis a dez anos) para um grupo de cinco países <sup>20</sup> os autores concluem que há evidências de que as expectativas respondem em menor magnitude a inflação atual, em relação aos Estados Unidos e a zona do EURO, onde as mesmas reagem em maior intensidade a eventos correntes.

As conclusões semelhantes foram encontradas por Gürkaynak et al (2005), que demonstram que há excessiva volatilidade na curva de juros futuros dos Estados Unidos devido ao fato de não existir um objetivo explícito para a inflação. Levin et al (2004) estendem sua avaliação para um grupo de dezenove países <sup>21</sup>, e verificam que alterações nas expectativas de inflação de longo prazo são menores nos países que adotam o sistema de metas de inflação. Há evidências, com exceção da Colômbia, de que as expectativas de inflação de longo prazo destes países se reduziram e tem permanecido mais bem ancoradas a meta. Outro aspecto relevante é que no grupo dos países que não adotam o sistema de metas de inflação, as revisões de expectativas de inflação são mais frequentes e altamente correlacionadas com a inflação corrente.

Manter a inflação sob controle é pré-condição para o crescimento sustentável, pois uma taxa de inflação elevada (ou ascendente) impede o planejamento de longo prazo, além de desestimular o investimento privado e impor custos sociais ao provocar a piora na distribuição de renda. Uma análise da relação entre crescimento e inflação em alguns países emergentes pode ser visualizada na tabela 3 abaixo.

**TABELA 3: Relação entre crescimento e inflação, variação anual média nos países emergentes no período 1980 a 2007 (%)**

País	PIB	Inflação	País	PIB	Inflação
Cingapura	6,9	1,4	México	2,6	66,9
Coréia	6,7	4,6	Peru	2,4	73,4
Taiwan	6,3	2,0	Bolívia	2,3	112
Malásia	6,1	2,7	Brasil	2,3	158,6
Hong Kong	5,4	4,0	Venezuela	2,2	32,7
			Argentina	2,0	110,2

Fonte: BACEN (2008).

<sup>20</sup> Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Suécia e Reino Unido.

<sup>21</sup> Desses, dez países adotam o sistema de metas de inflação, entre os quais, Brasil, Chile, Colômbia, República Tcheca, Hungria, Coréia, México, Peru, Polônia, Tailândia; e nove países não o adotam; Argentina, China, Índia, Indonésia, Malásia, Rússia, Turquia, Ucrânia e Venezuela.

Os países que mantiveram a taxa de inflação controlada e em níveis baixos apresentaram uma taxa de crescimento do PIB elevada, enquanto que países que passaram por períodos de inflação elevada, inclusive o Brasil, apresentaram um crescimento do PIB menor.

Apesar do período de análise do sistema de metas de inflação ser relativamente curto, as evidências sugerem que os países emergentes podem tornar as expectativas de inflação melhor ancoradas em relação aos países que não o adotam, o que vai de encontro com a experiência obtida pelos países desenvolvidos.

### 3.3 METAS DE INFLAÇÃO E DESEMPENHO DA POLÍTICA MONETÁRIA

O regime de metas de inflação adotado a partir de junho de 1999 introduz uma âncora nominal para a política monetária e uma sinalização para a formação das expectativas dos agentes econômicos. Esse fato passa a ampliar a transparência das decisões de política monetária adotadas pelo COPOM. Dessa forma, o regime de metas de inflação define de maneira clara as responsabilidades pela formulação e execução da política monetária no Brasil. A tabela 4 apresenta o histórico de metas de inflação, o intervalo de tolerância e a inflação efetiva obtida. Pode-se verificar que o objetivo inicial do Banco Central foi de sinalizar uma trajetória descendente para a inflação brasileira, de acordo com as metas estabelecidas para os anos de 1999, 2000 e 2001.

O Banco Central obteve sucesso nos dois primeiros anos no objetivo de manter a inflação dentro dos intervalos estabelecidos. Entretanto, a partir de 2001 diversos choques afetaram o comportamento da inflação, especialmente nos anos de 2001 e 2002, fatores como a crise energética e a incerteza sobre o processo de transição política no Brasil afetaram os prêmios de risco e a trajetória da taxa de câmbio, com efeitos significativos sobre a taxa de inflação. Com isso o Banco Central não conseguiu atingir os objetivos estabelecidos para os anos de 2001, 2002. A estratégia adotada pelo Banco Central foi reconhecer o impacto da inércia inflacionária, e dessa forma, alterar as metas para os anos de 2003 e 2004, de forma a trazer a inflação de forma gradual aos níveis desejados. A partir de 2005 o Banco Central volta a atingir os objetivos estabelecidos da meta mantendo a inflação dentro da faixa de tolerância.

**TABELA 4: Histórico de metas de inflação na economia brasileira de 1999 a 2009**

Ano	Norma	Data	Meta (%)	Banda (p.p)	Limite inferior e superior (%)	Inflação efetiva – IPCA % a.a
1999	Resolução 2.615	30/06/1999	8	2	6 – 10	8,94
2000	Resolução 2.615	30/06/1999	6	2	4 – 8	5,97
2001	Resolução 2.615	30/06/1999	4	2	2 – 6	7,67
2002	Resolução 2.744	28/06/2000	3,5	2	1,5 – 5,5	12,53
2003 <sup>a</sup>	Resolução 2.842 e Resolução 2.972	28/06/2001 27/06/2002	3,25 4	2 2,5	1,25 – 5,25 1,5 – 6,5	9,30
2004 <sup>a</sup>	Resolução 2.972 e Resolução 3.108	27/06/2002 25/06/2003	3,75 5,5	2,5 2,5	1,25 – 6,25 3 – 8	7,60
2005	Resolução 3.108	25/06/2003	4,5	2,5	2 – 7	5,69
2006	Resolução 3.210	30/06/2004	4,5	2	2,5 – 6,5	3,14
2007	Resolução 3.291	23/06/2005	4,5	2	2,5 – 6,5	4,46
2008	Resolução 3.378	29/06/2006	4,5	2	2,5 – 6,5	
2009	Resolução 3.463	26/06/2007	4,5	2	2,5 – 6,5	

Fonte: Banco Central do Brasil

Desde a adoção do sistema de metas de inflação as decisões de política monetária são implementadas com base no conhecimento e análise de um amplo conjunto de informações, divulgados imediatamente após as reuniões do COPOM, e trimestralmente por meio do Relatório de Inflação, o qual tem como objetivo explicar aos agentes econômicos as razões das decisões de política monetária e as perspectivas para a evolução dos preços e atividade econômica.

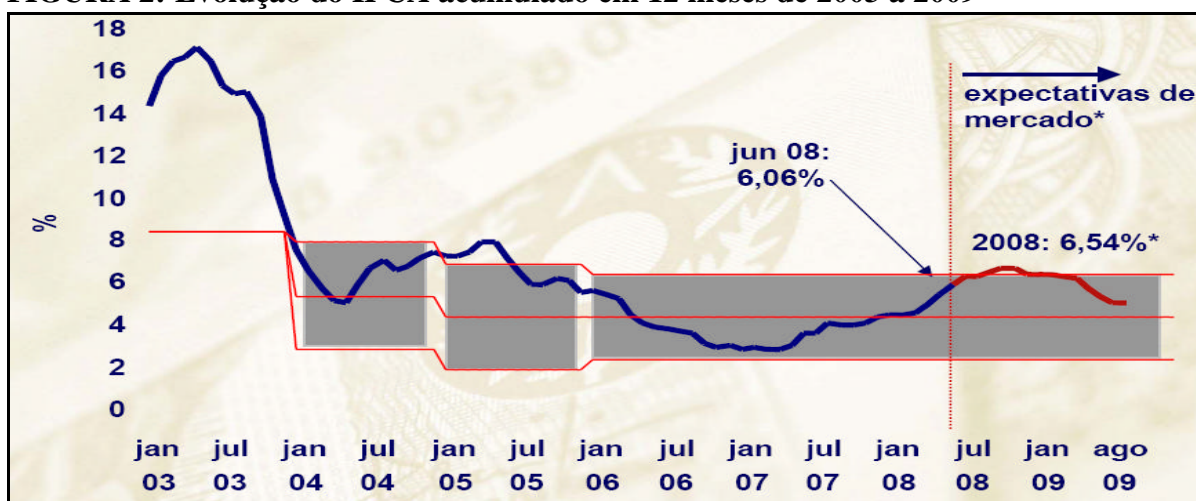
Quanto à avaliação prospectiva da inflação, o COPOM analisa projeções obtidas de modelos macroeconômicos estruturais e não-estruturais, considerando diversas informações externas aos modelos, indicadores antecedentes, expectativas do setor privado, séries

<sup>a</sup> A Carta Aberta, de 21/01/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5 % para 2003 e de 5,5 % para 2004.



históricas, entre outras que possam afetar a evolução dessa variável. Ressalta-se que o cenário de mercado para as trajetórias da taxa de juros e câmbio são avaliados dentro da análise prospectiva considerada pelo COPOM. Entretanto as projeções da inflação e das demais variáveis relevantes explicitam intervalos de probabilidade que refletem o grau de incerteza no momento da decisão, além de depender de um conjunto de variáveis exógenas.

**FIGURA 2: Evolução do IPCA acumulado em 12 meses de 2003 a 2009**



Fonte: BACEN (2008).

Adicionalmente a informação fornecida pelos modelos de longo prazo, são analisadas situações fornecidas por modelos de curto prazo (VAR e BVAR)<sup>22</sup>, principalmente na simulação de choques específicos em variáveis exógenas e seus efeitos sobre a inflação. Complementando a análise fornecida pelos modelos, todas as projeções são avaliadas de maneira qualitativa pelos membros do COPOM, o que possibilita a ampliação da análise para elementos que não são diretamente incorporados pelos modelos, e permite ao COPOM avaliar o balanço de riscos associados aos cenários e decidir de maneira colegiada sobre a implementação da política monetária.

Em uma avaliação do regime de metas de inflação no Brasil (o qual foi adotado no segundo semestre de 1999) no período compreendendo o quarto trimestre de 1994 até o quarto trimestre de 2002, Minella et al (2003) concluíram que o mecanismo de metas de inflação no Brasil tem sido fundamental no processo de estabilização econômica. Segundo os autores, observou-se que a taxa de inflação média reduziu-se após a adoção do sistema de metas de inflação, bem como a sua variabilidade. A taxa de inflação média teve uma redução de 10,3 % para 8,9 % e o PIB apresentou uma elevação da sua taxa média de crescimento, passando de 2,0 % para 2,5 %. Tanto a taxa de inflação quanto o PIB apresentaram uma

<sup>22</sup> Vector Autoregression e Bayesian Vector Autoregression.

redução significativa na sua variabilidade, passando de 9,2 % para 6,0 % e de 6,3 % para 3,3 %, respectivamente. Quanto à taxa de juros, a redução da taxa média mostrou-se elevada, bem como a sua variação. Em média o crescimento do PIB é maior e a taxa de inflação é menor durante o período de metas de inflação.

Esses resultados podem ser comparados com os obtidos pelo BACEN (2008), que estão apresentados na tabela 5. No período compreendido entre o segundo trimestre de 1996 e o segundo trimestre de 2008 verifica-se que a taxa média de inflação não apresentou uma redução significativa, contudo a sua variabilidade é bem menor. Esses números são mais bem interpretados através do coeficiente de variação, tendo esse indicador apresentado uma redução significativa, portanto evidenciando a melhora na dinâmica da inflação. Com relação ao PIB, o crescimento médio mostra-se bastante superior ao crescimento apresentado antes do sistema de metas, além de apresentar uma variabilidade muito inferior, e o coeficiente de variação apresenta uma redução significativa. Quanto à taxa de juros, houve uma redução tanto no nível de juros médio quanto na sua variação.

**TABELA 5: Inflação, PIB e taxa de juros – média, desvio-padrão e coeficiente de variação no período de 1996 a 2008**

Período	Taxa de Inflação (%)			PIB (%)			Taxa de Juros (%)		
	Média	DP	CV	Média	DP	CV	Média	DP	CV
Anterior a meta de inflação, 1996:2 – 1999:2	5,4	4,8	89	1,5	6,0	391	27,8	6,1	22
Regime de metas, 1999:3 – 2008:2	7,2	5,2	72	3,5	3,9	110	17,3	3,6	21
Regime de metas (a) 1999:3 – 2008:2	5,8	3,0	51	4,2	3,7	89	16,3	3,1	19
Regime de metas (b) 2003:3 – 2008:2	5,4	2,1	39	4,7	3,8	81	15,8	3,4	21

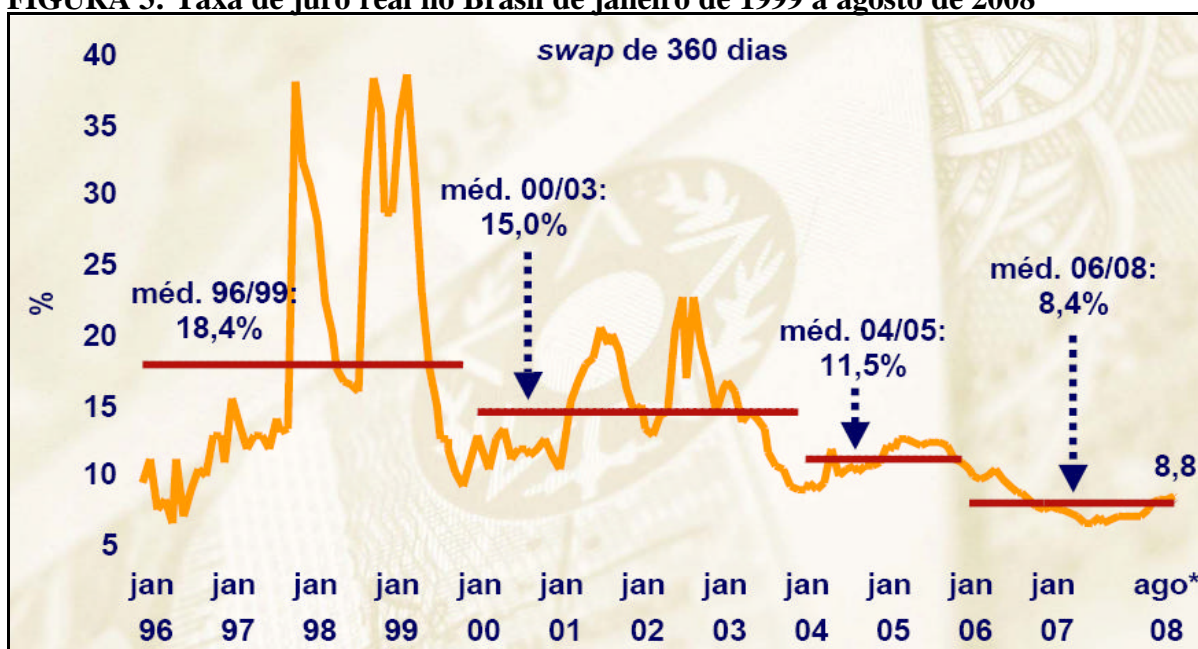
Fonte: BACEN (2008).

Nota: (a) Exclusive o período de choques externos: 2001:3 a 2003:2; (b) Após o período de choques externos.

Uma questão crucial na política monetária tem sido como a autoridade monetária deve formular e implementar suas decisões para atingir da melhor maneira seus objetivos finais, tais como a estabilidade de preços e o nível máximo de emprego ao longo do tempo. Uma política monetária bem desenhada, segundo Orphanides (2007), pode auxiliar a economia durante os períodos de flutuações cíclicas, melhorando a estabilidade econômica e o bem-

estar dos agentes econômicos. Sendo a estabilidade de preços o principal objetivo da política monetária, aumenta a importância do Banco Central adotar uma estratégia que procure se antecipar às pressões inflacionárias. Pode-se verificar, de acordo com a figura 3 abaixo, que a evolução da taxa de juros real no Brasil tem apresentado uma trajetória de queda, apesar de ainda ocorrerem variações significativas em resposta aos choques que afetam o comportamento da inflação. Contudo, a taxa de juro real média, expressa pelo *swap* pré-DI de 360 dias, apresenta uma trajetória declinante desde a adoção do sistema de metas de inflação, passando de 15% no período de 2000 a 2003, para em torno de 8,4% no período de 2006 a 2008.

**FIGURA 3: Taxa de juro real no Brasil de janeiro de 1999 a agosto de 2008**



Fonte: BACEN (2008, p. 28).

É fundamental no sistema de metas de inflação tornar transparente a decisão de política monetária, na medida em que explicitam os meios utilizados para atingir o objetivo estabelecido e evidenciam suas limitações e a eventual inconsistência de políticas econômicas de forma que aumenta o grau de comprometimento do governo com a estabilidade de preços. No Brasil o relatório trimestral de inflação tem sido um importante instrumento do sistema de metas de inflação, na medida em que este relatório apresenta as condições da economia brasileira e internacional, que servem de base para as decisões de políticas utilizadas pelo COPOM. Esse relatório é peça fundamental para estabelecer uma comunicação eficiente do processo e aumentar o grau de previsibilidade das decisões.

O Banco Central (2006) apresenta uma análise do comportamento captado no consenso de mercado relativo às suas decisões. A avaliação consiste em comparar a meta da

taxa de juros à mediana das expectativas do mercado, com defasagens de um e três meses de cada reunião. Outra análise é medir o nível de surpresa das decisões, sendo essa medida definida pela diferença a taxa anunciada e as medianas das taxas esperadas para as mesmas defasagens. A conclusão derivada dessas comparações é que a partir de 2004 houve um aumento na precisão das previsões, o que segundo o Banco Central, pode estar associada a uma consolidação progressiva dos mecanismos de sinalização da política monetária e a maior estabilidade econômica.

O caráter preventivo da política monetária justifica-se pelo menor custo social associado a uma política monetária prospectiva que objetiva antecipar-se a choques futuros e também as próprias limitações no controle dos preços, o que torna fundamental o conhecimento dos mecanismos de transmissão da política monetária. Os principais canais de transmissão da política monetária são: (i) taxas de juros; (ii) taxas de câmbio, (iii) preços de ativos, (iv) crédito, (v) expectativas; pois eles influenciam os níveis de poupança, investimento, gasto das pessoas e das empresas, que ao final refletirão em alterações na demanda agregada e na taxa de inflação.

Apesar dos efeitos defasados sobre a economia no curto prazo, no longo prazo a moeda é neutra e o único efeito existente no longo prazo é sobre o nível de preços. O canal de taxa de juros afeta toda a estrutura a termo da taxa de juros, o que influencia nas decisões de consumo e investimento dos agentes econômicos. Já o canal da taxa de câmbio exerce influência direta nos preços domésticos dos bens comercializáveis internacionalmente. De maneira indireta afeta o nível de preços através da demanda agregada, ao tornar os bens domésticos mais caros ou baratos em relação aos importados. O canal das expectativas é importante, pois o Banco Central pode alterar a expectativa dos agentes econômicos quanto à evolução futura da economia e dessa forma obter os efeitos desejados. O canal do crédito tem maior importância em países no qual o crédito corresponde a uma grande parcela do produto interno bruto, pois ele afeta decisões de consumo e investimento. O último canal de transmissão é através dos preços dos ativos, pois variações na riqueza das pessoas causam alterações nas decisões de consumo e investimento das pessoas.

Segundo o BACEN (2000), no Brasil, as evidências empíricas indicam que mudanças nas taxas de juros produzem efeitos defasados na taxa de inflação entre seis a nove meses no canal da demanda agregada. Dessa forma se a avaliação prospectiva da inflação indicar que no horizonte de interesse do COPOM, que varia de seis a vinte e quatro meses, a taxa de

variação dos preços ao consumidor ficará acima (abaixo) da meta estabelecida, a conclusão direta é da necessidade de elevar (reduzir) a taxa básica de juros.

O grau de inércia inflacionária tem sido uma das principais preocupações do Banco Central devido a um maior grau de inércia estar associado a uma menor eficácia da política monetária e, portanto, a um maior custo em termos de produto para fazer a inflação convergir para a trajetória pré-estabelecida. O Banco Central (2003), afirma que utiliza pelo menos três fontes de informação para avaliar o comportamento da inércia inflacionária. A primeira consiste em comparar as projeções um período à frente obtido a partir do modelo corretamente utilizado com aquelas obtidas a partir de modelos alternativos. A segunda é a análise da evolução do grau de inércia estimado a partir de um modelo mensal com coeficientes variáveis. A última é uma análise subjetiva baseada em informações correntes como o comportamento da inflação e a evolução dos salários nominais.

Uma especificação da Curva de Phillips utilizada determina a inflação livre como uma função da inflação cheia defasada, da inflação cheia esperada, do hiato do produto e da variação de preço em reais dos produtos importados, de forma que o coeficiente da inflação passada pode ser interpretado como uma medida da inércia inflacionária. Os resultados apresentados mostram que a inclusão de dados relativos ao 4º trimestre de 2002 e ao 1º trimestre de 2003 aumenta significativamente o grau de inércia. Entretanto a estimação com coeficientes variáveis indicou que o coeficiente de inércia inflacionária reduziu-se de 0,5 no início do sistema de metas para 0,35% em meados de 2000, o que sinaliza que a inflação corrente passou a depender mais das expectativas futuras de inflação.

A defasagem no mecanismo de transmissão gera implicações importantes para a condução da política monetária. A mesma deve ser “*forward-looking*”, ou seja, o Banco Central deve atuar objetivando que a previsão de inflação encontre-se ao redor da meta para a inflação vários trimestres a frente. Caso a autoridade monetária desconsidere as defasagens existentes, a consequência será a não antecipação dos possíveis impactos sobre a inflação, aumentando a instabilidade da economia e ao não cumprimento das metas.

Com relação à credibilidade do sistema de metas para a inflação no Brasil, o BACEN (2007) salienta que há duas definições que podem ser associadas ao regime: (i) a absoluta, (ii) a das expectativas. Essas definições são relatadas por Svensson (1993), segundo o qual a credibilidade absoluta ocorre quando os agentes possuem total credibilidade que a inflação futura ficará dentro do intervalo de tolerância para a meta; e a credibilidade das expectativas existe quando os agentes acreditam que as expectativas de inflação estarão posicionadas

dentro do intervalo de tolerância para a meta. Svensson (1993) destaca que essas medidas podem ser entendidas como indicadores de confiança que os agentes possuem na política monetária. O BACEN (2007) avalia a credibilidade do regime de metas no período de janeiro de 2003 a outubro de 2007, seguindo a metodologia sugerida por Svensson (1993), através da construção de limites superiores e inferiores para a taxa de juro real ex-ante. Os intervalos foram construídos para testar a credibilidade das expectativas, obtidos pelas taxas das Letras Financeiras do Tesouro, futuro de DI, swap de DI x Pré; e a credibilidade absoluta, obtidas pela mediana das expectativas de inflação e das taxas implícitas nas Notas do Tesouro Nacional – Série B (NTN-B). Os resultados indicam que é forte a evidência de que o sistema de metas de inflação no Brasil possui credibilidade.

## 4 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ESTIMAÇÃO

Nesse capítulo serão apresentadas as equações utilizadas na estimação econométrica e a definição das variáveis empregadas. Posteriormente, faz-se uma descrição dos testes de raiz unitária utilizados e uma análise dos resultados obtidos. Ao final, são apresentados os resultados das equações estimadas e a análise dos resultados obtidos.

### 4.1 MODELO E DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS

A especificação da Curva de Phillips híbrida é estimada a partir da proposta apresentada pelo BACEN (2000). O Banco Central utiliza um grupo de modelos estruturais para representar os mecanismos de transmissão da política monetária, sendo que o principal objetivo é identificar e quantificar o grau de intensidade e as defasagens dos principais canais de transmissão.

Estima-se inicialmente a Curva de Phillips especificada previamente na equação (27), ou seja:

$$\mathbf{p}_t = \mathbf{a}_1 \mathbf{p}_{t-1} + \mathbf{a}_2 E_t \mathbf{p}_{t+1} + \mathbf{a}_3 \mathbf{p}_{t-2} + \mathbf{a}_4 h_{t-1} + \mathbf{a}_5 \Delta(p_t^F + e_t) + \mathbf{e}_t^n \quad (27)$$

onde  $\mathbf{p}_t$  é o logaritmo da taxa de inflação,  $h_t$  é o logaritmo do hiato do produto,  $p_t^F$  é o logaritmo do índice de preços ao produtor externo,  $e_t$  é o logaritmo da taxa de câmbio nominal,  $\Delta$  representa o operador de primeira diferença e o termo  $E_t$  é o operador de expectativa condicional à informação disponível em tempo  $t$ .

O modelo é estimado por meio do método de máxima-verossimilhança. São estimadas ainda algumas especificações alternativas à equação (27) e os resultados obtidos são comparados a fim de verificar qual equação se ajusta melhor aos dados, de forma que

represente de maneira mais adequada a dinâmica da inflação no Brasil. Essas especificações alternativas estão reportadas pelas equações (30) a (35).

$$p_t = a_1 p_{t-1} + a_2 E_t p_{t+1} + a_4 h_{t-2} + a_5 \Delta(p_t^F + e_t) + e_t^n \quad (30)$$

$$p_t = a_1 p_{t-1} + a_2 E_t p_{t+1} + a_3 p_{t-2} + a_4 h_{t-1} + a_5 \Delta(p_t^F + e_t) + a_6 D_t + e_t^n \quad (31)$$

$$p_t = a_1 p_{t-1} + a_2 E_t p_{t+1} + a_4 h_{t-2} + a_5 \Delta(p_t^F + e_t) + I_6 D_t + e_t^n \quad (32)$$

$$p_t = a_1 p_{t-1} + a_2 E_t p_{t+1} + a_3 p_{t-2} + a_4 \Delta cm_t + a_5 \Delta(p_t^F + e_t) + e_t^n \quad (33)$$

$$p_t = a_1 p_{t-1} + a_2 E_t p_{t+1} + a_3 p_{t-2} + a_4 \Delta cm_{t-1} + a_5 \Delta(p_t^F + e_t) + e_t^n \quad (34)$$

$$p_t = a_1 p_{t-1} + a_2 E_t p_{t+1} + a_3 p_{t-2} + a_4 \Delta cm_{t-1} + a_5 \Delta(p_t^F + e_t) + a_6 D_t + e_t^n \quad (35)$$

A equação (27) é a equação apresentada pelo Banco Central (2000) e expressa a inflação como função da inflação defasada (dois períodos), do hiato do produto defasado um período, e de um termo representando o repasse cambial, além do termo de erro. A equação (30) é uma variante da primeira equação, onde é excluído o termo da inflação defasada dois períodos e o termo do hiato do produto é alterado para duas defasagens.

A equação (31) possui a mesma especificação da equação (27), adicionado de uma variável *dummy* a qual é incluída para capturar o efeito da inflação ocorrida no último trimestre de 2002 que apresentou uma variação elevada em função das incertezas decorrentes da eleição presidencial. Portanto essa variável *dummy* possui valor zero para todas as observações, com exceção dos meses de outubro a dezembro de 2002, quando ela possui valor um. A equação (32) é a equação (30) adicionada da mesma variável *dummy* citada anteriormente, dessa forma procura-se avaliar o efeito da variável *dummy* nessa especificação. As equações (33), (34) e (35) apresentam uma especificação alternativa da tradicional Curva de Phillips. O hiato do produto é substituído por um termo que possa representar o custo das empresas, sendo essa variável o custo unitário do trabalho <sup>23</sup>. O objetivo dessa alteração na forma da Curva de Phillips é verificar com qual especificação a dinâmica da inflação é mais bem ajustada, e qual termo como *proxy* do nível de atividade é mais significativo.

Para analisar a estimação da Curva de Phillips híbrida representada pela equação (27) e suas variações, é necessário definir as variáveis integrantes ao modelo econométrico. Delimita-se o período de análise entre os meses de março de 2000 e dezembro 2007,

<sup>23</sup> Uma situação de multicolinearidade pode existir em decorrência da utilização do custo unitário do trabalho medido em dólares e da taxa de câmbio nominal. Esse problema foi contornado através da multiplicação da série do custo unitário do trabalho pela taxa de câmbio nominal.



totalizando 94 observações. Como medida da inflação ( $p_t$ ) utiliza-se o índice mensal de preços ao consumidor-amplio, IPCA. Tal índice é usado pelo Banco Central do Brasil para avaliar o cumprimento ou não da meta de inflação. Foi aplicado um ajuste sazonal à série, com objetivo de reduzir um possível padrão sazonal no seu comportamento.

Inicialmente adota-se a especificação tradicional da Curva de Phillips com a presença do termo do hiato do produto, conforme a equação (27). De acordo com IPEA (2005, p. 4), há diversas formas de estimar o produto potencial da economia, e uma das mais utilizadas é a estimação por meio do filtro de Hodrick-Prescott. Esse filtro faz a decomposição da série entre a parcela considerada como tendência e o componente cíclico, já considerando que o componente sazonal tenha sido removido da série. O componente de tendência da série é obtido por meio da resolução de um problema de otimização dinâmica<sup>24</sup>, ou seja, o quadrado dos desvios entre a variável que mede o produto efetivo e sua tendência é minimizado sujeito a restrição de um parâmetro de suavização ( $I$ ) que restringe o quadrado das variações do crescimento da tendência. Dessa forma, construiu-se a série do hiato do produto inicialmente aplicando um ajuste sazonal à série do PIB mensal a preços de mercado apurada pelo Banco Central do Brasil e em seguida foi utilizado o filtro HP para a série do PIB potencial ( $I = 14400$ ). Posteriormente extrai-se a diferença do PIB potencial e o PIB ajustado para obtenção do hiato do produto, o componente cíclico.

Quando a especificação é diferente da tradicional (equações (33), (34) e (35)), exclui-se o termo do hiato do produto e acrescenta-se um termo do custo unitário do trabalho. O custo unitário do trabalho é a variável utilizada para representar o custo das empresas, de forma que essa variável é uma *proxy* do nível de atividade da economia. A variável utilizada é a série mensal do custo unitário do trabalho fornecido pelo Banco Central do Brasil. Como essa série é medida em dólares, a série foi multiplicada pela taxa de câmbio nominal, a fim de se obter uma série do custo unitário do trabalho medido em termos da moeda doméstica.

Como taxa de inflação externa ( $p_t^F$ ) utilizou-se a taxa mensal de inflação das exportações dos Estados Unidos, incluindo *commodities*, disponibilizada pelo Bureau of Labor Statistics. O procedimento de ajuste sazonal também foi aplicado à série. Com relação à taxa de câmbio nominal ( $e_t$ ) utilizou-se a taxa mensal de câmbio livre – R\$ / US\$ (venda) -

---

<sup>24</sup>  $\text{Min} \sum_{t=1}^T (y_t - T_t)^2 + I [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2$ , onde  $y_t$  e  $T_t$  são respectivamente, o produto efetivo e sua tendência, ambos em forma logarítmica.

PTAX0800, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil. Posteriormente a série relativa ao coeficiente de repasse cambial ( $rc_t$ ) foi criada através da soma das séries em logaritmos da taxa de câmbio nominal e da inflação externa. A série referente às expectativas de inflação ( $E_t p_{t+1}$ ) utilizada é a disponibilizada pelo relatório Focus do Banco Central do Brasil<sup>25</sup>.

## 4.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

A análise empírica inicia com a avaliação das propriedades de integração das séries. O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi utilizado para testar a presença ou não de raiz unitária na série. Esse teste consiste no modelo de regressão conforme a equação (38):

$$\Delta y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}_t + \mathbf{h}y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{I}_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (38)$$

onde  $\mathbf{I}_i = -\sum_{j=i+1}^p \mathbf{r}_j$  sendo  $p$  a ordem do modelo auto-regressivo ou o número de defasagens suficientes para que os resíduos resultantes sejam não correlacionados. A variável  $y$  representa a variável dependente e  $\Delta$  denota o operador de diferença. Os parâmetros a serem estimados são  $\mathbf{a}, \mathbf{b}, \mathbf{h}$ . As estatísticas  $\mathbf{t}, \mathbf{t}_m, \mathbf{t}_t$  correspondem ao teste  $t$  para a estimativa do coeficiente da variável  $y_{t-i}$ . Essas estatísticas são especificadas para um modelo que inclui uma constante e uma tendência ( $\mathbf{t}_t$ ), um modelo que inclui apenas a constante ( $\mathbf{t}_m$ ) e um modelo sem constante e sem tendência ( $\mathbf{t}$ ). As hipóteses testadas nesses modelos correspondem a  $H_0$  de que a série não é estacionária, ou seja, a hipótese nula é de que  $y_t$  não é  $I(0)$ ; portanto a hipótese alternativa de que a série não é integrada, isto é, trata-se de uma série estacionária. Assim quando é aceito  $H_1$ , então  $y_t$  é  $I(0)$ . Para determinação do número de defasagens foi utilizado o critério de Schwarz com seleção automática.

---

<sup>25</sup> Os gráficos das séries são apresentados no Apêndice B e todas as séries foram transformadas em número índice com base 100 em março de 2000 e posteriormente, aplicado os logaritmos.

Outro teste de raiz unitária empregado é o teste Phillips-Perron (PP), que é um método alternativo para controlar a correlação serial nos testes de raiz unitária. O teste PP consiste na estimação da equação não aumentada de Dickey-Fuller, isto é a equação (39):

$$\Delta y_t = \mathbf{a}y_{t-1} + x_t' \mathbf{d} + \mathbf{e}_t \quad (39)$$

adicionalmente é adotado uma alteração na razão  $t$  do coeficiente  $\mathbf{a}$  para que essa correlação serial não afete a distribuição assintótica do teste. A estatística do teste PP consiste na expressão (40) :

$$\tilde{t}_a = t_a \left( \frac{\mathbf{g}_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \mathbf{g}_0)(se(\hat{\mathbf{a}}))}{2f_0^{1/2}s} \quad (40)$$

onde  $\hat{\mathbf{a}}$  é a estimativa e  $t_a$  a razão  $t$  de  $\mathbf{a}$ , e  $se(\hat{\mathbf{a}})$  é o coeficiente do erro padrão e  $s$  é o erro padrão do teste de regressão. Além disso,  $\mathbf{g}_0$  é uma estimativa consistente da variância do erro na equação  $\Delta y_t = \mathbf{a}y_{t-1} + x_t' \mathbf{d} + \mathbf{e}_t$  calculada como  $(T-k)s^2/T$ , onde  $k$  é o número de regressores. O termo  $f_0$  é um estimador do resíduo na frequência zero. O teste é aplicado para um modelo que inclui uma constante e uma tendência ( $\mathbf{t}_t$ ), um modelo que inclui apenas a constante ( $\mathbf{t}_m$ ) e um modelo sem constante e sem tendência ( $\mathbf{t}$ ). As hipóteses testadas nesses modelos correspondem a  $H_0$  de que a série não é estacionária, ou seja,  $H_0: y_t$  não é  $I(0)$ ; portanto a hipótese alternativa de que a série não é integrada, ou seja, trata-se de uma série estacionária  $H_1: y_t$  é  $I(0)$ .

O último teste de raiz unitária aplicado foi o de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). O teste KPSS assume, sob a hipótese nula, que  $y_t$  é estacionária. O teste é baseado nos resíduos da regressão de mínimos quadrados ordinários de  $y_t$  contra as variáveis exógenas  $x_t$ , de acordo com a equação (41):

$$y_t = x_t' \mathbf{d} + u_t \quad (41)$$

a estatística  $LM$  é definida como  $LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0)$ , onde  $f_0$  é um estimador do resíduo na frequência zero e onde  $s(t)$  é uma função residual cumulativa da forma

$s(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$  baseada nos resíduos de  $\hat{u}_t = y_t - x_t' \hat{\mathbf{d}}(0)$ . O teste é aplicado para um modelo que

inclui uma constante e uma tendência ( $t_t$ ) e um modelo que inclui apenas a constante ( $t_m$ ). As hipóteses testadas nesses modelos correspondem a  $H_0$  de que a série é estacionária, ou seja,  $H_0: y_t \text{ é } I(0)$ ; portanto a hipótese alternativa de que a série é integrada, ou seja, trata-se de uma série não estacionária  $H_1: y_t \text{ não é } I(0)$ .

Em função da possibilidade do teste ADF não fornecer resultados robustos na presença de quebras estruturais, foi aplicado um teste de raiz unitária que leve em consideração esse aspecto. O teste proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002) parte de uma função de mudança, denotada por  $f_t(\mathbf{q})' \mathbf{g}$ , que é adicionada ao termo determinístico  $m_t$  de um processo gerador de dados. Considera-se o modelo como expresso pela equação (42):

$$y_t = \mathbf{m}_0 + \mathbf{m}_t + f_t(\mathbf{q})' \mathbf{g} + x_t \quad (42)$$

onde  $\mathbf{q}$  e  $\mathbf{m}$  são parâmetros desconhecidos e os erros  $x_t$  são gerados por um processo AR(p), com possível raiz unitária. O teste fornece três possíveis funções de mudança: i) *dummy* de

mudança com data  $Tb$  dada por  $f_t^1 = d_{1t} = \begin{cases} 0 & \text{se } t < Tb \\ 1 & \text{se } t \geq Tb \end{cases}$ . A função não envolve parâmetros

$\mathbf{q}$ , e no termo  $f_t^{(1)} \mathbf{g}$ , o parâmetro  $\mathbf{g}$  é escalar e a diferenciação dessa função leva a uma *dummy* de impulso; ii) mudança exponencial baseada em uma função de distribuição exponencial que leva a uma mudança não linear gradual, com novo nível iniciando em  $Tb$

com  $f_t^{(2)}(\mathbf{q}) = \begin{cases} 0 & \text{se } t < Tb \\ 1 - \exp[-\mathbf{q}(t - Tb + 1)] & \text{se } t \geq Tb \end{cases}$ , onde  $\mathbf{q}$  e  $\mathbf{g}$  são parâmetros escalares, sendo

o primeiro positivo e o segundo podendo assumir qualquer valor; iii)

$f_t^{(3)}(\mathbf{q}) = [d_{1,t} / 1 - \mathbf{q}L : d_{1,t-1} / 1 - \mathbf{q}L]$  onde  $\mathbf{q}$  é um escalar entre 0 e 1, e  $\mathbf{g} = (\mathbf{g}_1 : \mathbf{g}_1)$  é um

parâmetro vetorial de duas dimensões. As funções de mudança ii e iii podem gerar mudanças acentuadas no tempo  $Tb$  para determinados valores de  $\mathbf{q}$ . Suikkonen e Lütkepohl (2002)

propuseram testes de raiz unitária para a equação  $y_t = \mathbf{m}_0 + \mathbf{m}_t + f_t(\mathbf{q})' \mathbf{g} + x_t$ , baseado inicialmente na estimação de termos determinísticos por mínimos quadrados generalizados, sob a hipótese nula de raiz unitária e posteriormente subtraindo-os da série original. Posteriormente é aplicado um teste ADF na série ajustada e os valores críticos são tabulados em Lanne et al (2002).

### 4.3 DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

#### 4.3.1 Avaliação dos testes de raiz unitária

Com o emprego do teste Dickey-Fuller Augmented (ADF) em nível <sup>26</sup>, é possível concluir que a série do hiato do produto (HIATO) é estacionária a um nível de significância de 1%, ou seja, rejeita-se a  $H_0$  de que a série possui raiz unitária conforme mostra a tabela 6. A série da inflação (IPCA\_SA) apresenta raiz unitária quando analisado sem constante, mas torna-se estacionária a um nível de significância de 1% quando se avalia com constante e com constante e tendência. Praticamente o mesmo resultado é obtido para a série das expectativas de inflação (IPCA\_E\_SA), onde a série apresenta raiz unitária sem constante, e é estacionária com constante e com constante e tendência, a um nível de significância de 5%. Entretanto as séries correspondentes ao repasse cambial (RC) e ao custo marginal das empresas (CM) apresentam raiz unitária em nível, ou seja, não se pode rejeitar a  $H_0$  de que as séries possuem raiz unitária.

**TABELA 6: Resultados do teste ADF**

Nível	t	$t_{\mu}$	$t_t$	1º diferença	t	$t_{\mu}$	$t_t$
ipca_sa	-0,078	-3,72 (a)	-4,02 (a)	ipca_sa	-10,29 (a)	-10,23 (a)	-10,17 (a)
ipca_e_sa	-0,1853	-3,05 (b)	-3,32 (b)	ipca_e_sa	-10,39 (a)	-10,34 (a)	-10,28 (a)
Hiato	-4,11 (a)	-4,10 (a)	-5,75 (a)	Hiato	-9,88 (a)	-9,82 (a)	-9,79 (a)
Rc	-0,016	-1,36	-1,66	Rc	-5,59 (a)	-5,55 (a)	-11,76 (a)
Cm	5,41	-1,83	-8,95 (a)	Cm	-17,37 (a)	-7,37 (a)	-7,74 (a)

Nota: t sem constante;  $t_{\mu}$  com constante;  $t_t$  com constante e tendência;  $H_0$ : série possui raiz unitária; Rejeita  $H_0$  a (a: 1%); (b: 5%). Seleção automática de defasagens - Critério de Schwartz.

<sup>26</sup> Os testes ADF, PP e KPSS foram efetuados através do software Eviews 5.0, e o teste de raiz unitária para quebra estrutural foi aplicado com o software JMulti.

Quando o teste ADF é aplicado em primeira diferença, a hipótese de que as séries mostram-se estacionárias em todas as especificações, sem constante, com constante e com constante e tendência é aceita. As séries relativas ao repasse cambial e ao custo marginal das empresas tornam-se estacionárias a um nível de significância de 1%.

O teste de Phillips-Perron (PP) apresenta resultados muito semelhantes ao teste ADF. A série do hiato do produto é estacionária em nível e em primeira diferenças a um nível de significância de 1%, portanto rejeita-se a hipótese nula de que a série apresenta raiz unitária conforme se observa na tabela 7.

**TABELA 7: Resultados do teste PP**

Nível	t	t <sub>μ</sub>	t <sub>t</sub>	1º diferença	t	t <sub>μ</sub>	t <sub>t</sub>
ipca_sa	0,1906	-3,76 (a)	-4,04 (a)	ipca_sa	-13,56 (a)	-13,44 (a)	-13,46 (a)
ipca_e_sa	-0,28	-3,07 (b)	-3,34 (b)	ipca_e_sa	-11,09 (a)	-11,03 (a)	-10,96 (a)
Hiato	-5,83 (a)	-5,80 (a)	-5,75 (a)	Hiato	-12,59 (a)	-12,53 (a)	-12,49 (a)
Rc	0,016	-1,41	-1,61	Rc	-11,07 (a)	-11,02 (a)	-11,57 (a)
Cm	1,66	-2,05	-8,94 (a)	Cm	-25,16 (a)	-36,14 (a)	-36,7 (a)

Nota: t sem constante; t<sub>μ</sub> com constante; t<sub>t</sub> com constante; H<sub>0</sub> : série possui raiz unitária; Rejeita H<sub>0</sub> a (a: 1%); (b: 5%).

A série referente à inflação (IPCA\_SA) apresenta raiz unitária sem constante, mas com a inclusão da constante e da constante e tendência a série se torna estacionária. A expectativa de inflação (IPCA\_E\_SA) não é estacionária sem a constante, e com constante e com constante e tendência torna-se estacionária a um nível de significância de 5%. As séries do repasse cambial (RC) e custo marginal das empresas (CM) continuam não estacionárias em nível, e quando avaliadas em primeira diferença tornam-se estacionárias a um nível de significância de 1%. As demais séries são estacionárias em primeira diferença a um nível de significância de 1% em todas as especificações.

Os resultados do teste KPSS são apresentados em nível e em primeira diferença apenas com constante e com constante e tendência, conforme tabela 8. A série do repasse cambial (RC) é não estacionária em nível, a um nível de significância de 10% com constante e 1% com constante e tendência; e em primeira diferença não é possível aceitar a H<sub>0</sub> a um nível

de significância de 5%, mas se aceita  $H_0$  de que a série é estacionária na presença de constante e tendência.

**TABELA 8: Resultados do teste KPSS**

Nível	$t_\mu$	$t_t$	1º diferença	$t_\mu$	$t_t$
ipca_sa	0,365 (c)	-0,1116	ipca_sa	0,157	0,1296 (c)
ipca_e_sa	0,4581 (c)	0,178 (b)	ipca_e_sa	0,0574	0,057
Hiato	0,08956	0,08956	Hiato	0,0905	0,0374
Rc	0,3214 (c)	0,2913 (a)	Rc	0,525	0,0575
Cm	1,248 (a)	0,194 (b)	Cm	0,2530	0,225

Nota:  $t_\mu$  com constante;  $t_t$  com constante;  $H_0$ : série é estacionária; Rejeita  $H_0$  a (a: 1%); (b: 5%), (c: 10%).

A análise da inflação (IPCA\_SA) mostra que a  $H_0$  é rejeitada em nível, enquanto com constante a série é estacionária a um nível de significância de 10%. Em primeira diferença o resultado é o oposto, e não se pode rejeitar a  $H_0$  de que a série é estacionária na presença de constante e tendência. Para a expectativa de inflação (IPCA\_E\_SA) rejeita-se a  $H_0$  de que a série é estacionária, na presença de constante a um nível de significância de 10% e com constante e tendência a um nível de significância de 5%. Em primeira diferença, a série torna-se estacionária, pois não é possível rejeitar a  $H_0$ .

O último teste de raiz unitária aplicado é o teste de raiz unitária para presença de quebra estrutural. Há poucas indicações de presença de quebra estrutural com raiz unitária, de acordo com a tabela 9. As séries da inflação e das expectativas de inflação apresentam reduzidos indícios de quebra estrutural nos três últimos meses de 2002. Esse período foi caracterizado por uma grande incerteza na economia devido as eleições presidenciais e que levou os agentes econômicos a anteciparem eventuais mudanças na política econômica. Esse fato provocou elevada depreciação da moeda doméstica, impactando de forma acentuada os índices e as expectativas de inflação naquele período. Dessa forma, optou-se por considerar as séries estacionárias na presença de quebra estrutural e adotaram-se algumas especificações com inclusão de variáveis *dummy* no período relativo às incertezas políticas.

**TABELA 9: Resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural**

<i>Séries</i>		<i>I</i>	<i>I, Tr</i>	<i>I, Sd</i>	<i>I, Tr, Sd</i>
ipca_sa	Dummy de impulso	-3,2557 (b)	-3,1768 (b)	-3,186 (b)	-3,1027 (b)
	Dummy de mudança	-1,8455	-2,2986	-1,7597	-2,0528
	Mudança exponencial	-1,6239	-1,1954	-1,5892	-1,797
	Mudança racional	-2,6001	-3,1418 (b)	-2,444	-2,8826
ipca_e_sa	Dummy de impulso	-2,9157 (b)	-3,1043 (b)	-3,1277 (b)	-3,3789 (b)
	Dummy de mudança	-2,0313	-3,4930 (b)	-1,9154	-3,3074 (b)
	Mudança exponencial	-1,6495	-2,6971	-1,5668	-2,3890
	Mudança racional	-1,1364	-2,1635	-1,0235	-1,7686
Hiato	Dummy de impulso	-3,4189 (b)	-3,4594 (b)	-3,3364 (b)	-3,2747 (b)
	Dummy de mudança	-2,7312 (b)	-2,3204	-2,4702	-1,9221
	Mudança exponencial	-2,7157	-2,2621	-2,4861	-1,9012
	Mudança racional	-3,2357 (b)	-2,5836	-3,1830 (b)	-2,20
Rc	Dummy de impulso	-1,8698	-1,8948	-1,8999	-2,0657
	Dummy de mudança	-0,8017	-1,7830	-0,6524	-2,0130
	Mudança exponencial	-0,8127	-1,8212	-0,6467	-2,0336
	Mudança racional	-1,2053	-1,3620	-0,9468	-1,4637
Cm	Dummy de impulso	-1,5860	-3,6023 (a)	-1,4669	-4,2457 (a)
	Dummy de mudança	-2,3596	-2,2184	-1,5856	-2,3202
	Mudança exponencial	-2,3822	-2,2109	-1,6032	-2,315
	Mudança racional	-2,1731	-3,3143 (b)	-1,6125	-2,555

Nota: (1) Um intercepto (I), uma dummy sazonal (Sd) e uma tendência (Tr).

(2) Rejeita  $H_0$  : a=1%; b=5%.

De forma geral, conclui-se que as séries da inflação (IPCA\_SA), da expectativa de inflação (IPCA\_E\_SA), e do hiato do produto são estacionárias em nível. Com relação às séries do repasse cambial e do custo unitário do trabalho, não é possível rejeitar a presença de raiz unitária em nível, e em primeira diferença as séries tornam-se estacionárias.

#### 4.4 MODELO DA CURVA DE PHILLIPS HÍBRIDA

Os resultados das estimações da Curva de Phillips híbrida adotando as especificações apresentadas anteriormente estão apresentados nas equações (27') a (35'), sendo que o número em parênteses representa a estatística  $t$  de cada coeficiente e os coeficientes dos parâmetros estimados referem-se às elasticidades. Todas as estimações foram efetuadas com desvios-padrão Newey-West HAC.

A equação (27') fornece um maior peso ao coeficiente associado à inflação passada, ou seja, esse resultado indica que a inércia da inflação é mais importante na determinação da inflação do que a expectativa de inflação. Ambos os coeficientes são significativos ao nível de significância de 1%, contudo esse resultado não é validado por outros trabalhos, entre os quais



Gali e Gertler (1999), Fraga et al (2003), Minella et al (2003) e Alves e Areosa (2005), onde o principal determinante é a expectativa da inflação. Com relação à inflação defasada dois períodos, a mesma não é significativa. O coeficiente associado ao nível de atividade, representado pelo hiato do produto não é significativo, apesar de apresentar o sinal esperado. Por último, o coeficiente associado ao repasse cambial é significativo, ao nível de 1%, e sua magnitude indica que uma desvalorização de 10% gera um aumento na inflação na ordem de 0,61%. A magnitude do coeficiente do repasse cambial é pequena, e conforme destaca Alves e Areosa (2005) estão em linha com resultados encontrados para outros países que adotam o câmbio flutuante.

$$p = \frac{0,5982 p_{t-1}}{(5,77)} - \frac{0,134 p_{t-2}}{(-0,88)} + \frac{0,536 p_{t+1}}{(5,65)} - \frac{0,0098 h_{t-1}}{(-0,4099)} + \frac{0,0061 \Delta rc_t}{(2,534)} \quad (27')$$

$$\bar{R}^2 = 0,6187 \quad \text{Log-likelihood} = 415,88$$

$$\text{Critério de Akaike} = - 8,9323$$

Na especificação seguinte da Curva de Phillips os resultados novamente apresentam o coeficiente associado à inflação passada maior do que o coeficiente associado à expectativa de inflação, e ambos os coeficientes são significativos ao nível de 1%. Não há mudanças significativas no coeficiente associado ao repasse cambial, e o coeficiente associado ao hiato do produto continua com o sinal esperado, mas não é significativo.

$$p = \frac{0,5064 p_{t-1}}{(8,764)} + \frac{0,494 p_{t+1}}{(8,542)} - \frac{0,011 h_{t-2}}{(-0,7758)} + \frac{0,006164 \Delta rc_t}{(2,6237)} \quad (30')$$

$$\bar{R}^2 = 0,6158 \quad \text{Log-likelihood} = 415,02$$

$$\text{Critério de Akaike} = - 8,9352$$

Em virtude da dificuldade de ajustar a Curva de Phillips aos dados de inflação do último trimestre de 2002, como citado pelo BACEN (2000) no relatório de inflação, procedeu-se uma modificação na especificação da equação, por meio da inclusão de uma variável *dummy* que assume valor um nos últimos três meses de 2002. O BACEN (2003) já alertava que a inclusão de dados de inflação relativos ao último trimestre de 2002 aumentava significativamente o grau de inércia inflacionária. Os resultados apresentam uma melhora, na medida em que o coeficiente associado à inflação passada agora é inferior ao coeficiente associado à expectativa de inflação e ambos os coeficientes são significativos ao nível de significância de 1%. Com relação ao coeficiente associado ao nível de atividade, observa-se que ele apresenta o sinal inverso ao esperado e não é significativo. Esse resultado não é incomum, pois vários autores chegaram a resultados semelhantes, conforme destacam Gali e

Gertler (1999) e Alves e Areosa (2005). O coeficiente associado ao repasse cambial apresentou uma importância maior, mas sua magnitude ainda é reduzida, e o mesmo apresenta-se significativo ao nível de 1%. Por último, a variável *dummy* inserida para capturar o efeito da instabilidade ocorrida nos últimos três meses de 2002 mostra-se significativa ao nível de 1 %, ou seja, há um aumento na importância da inflação passada na dinâmica da inflação nesse período.

$$p = \frac{0,4049 p_{t-1}}{(1,9105)} - \frac{0,0128 p_{t-2}}{(-0,060)} + \frac{0,6084 p_{t+1}}{(6,0266)} + \frac{0,001548 h_{t-1}}{(0,0701)} + \frac{0,007619 \Delta rc_t}{(2,4697)} + \frac{0,001353 dummy p}{(2,658)} \quad (31')$$

$$\bar{R}^2 = 0,6672 \quad \text{Log-likelihood} = 422,67$$

Critério de Akaike = - 9,058

Como a equação (31') apresentou melhores resultados com a inclusão da variável *dummy*, optou-se por estimar novamente a equação (30) com a inclusão dessa variável na equação, o que corresponde à equação (32). Novamente os resultados mostrados na estimação (32') são melhores, tendo o coeficiente associado à expectativa de inflação um peso maior do que o coeficiente associado à inflação passada, sendo ambos os coeficientes significativos ao nível de 1%. Novamente, o coeficiente associado ao nível de atividade não é significativo, apesar de possuir o sinal esperado. Quanto ao coeficiente do repasse cambial, o mesmo é significativo ao nível de 1%, com o sinal esperado e a variável *dummy* apresenta-se relevante, sendo significativa ao nível de 1%.

$$p = \frac{0,3976 p_{t-1}}{(4,07)} + \frac{0,6028 p_{t+1}}{(6,16)} - \frac{0,0037 h_{t-2}}{(-0,3123)} + \frac{0,007616 \Delta rc_t}{(2,5350)} + \frac{0,001355 dummy p}{(2,975)} \quad (32')$$

$$\bar{R}^2 = 0,6711 \quad \text{Log-likelihood} = 422,688$$

Critério de Akaike = - 9,0801

Com objetivo de avaliar se a utilização de outra variável como *proxy* do nível de atividade melhora os resultados da Curva de Phillips, nas equações (33') a (35') fez-se a substituição do termo do hiato do produto pelo termo do custo unitário do trabalho, conforme apresentado por Gali e Gertler (1999). Essa variável é representada pela primeira diferença da série. Os resultados não são satisfatórios, pois o coeficiente associado à inflação passada é maior do que o coeficiente associado à expectativa de inflação, o que não é confirmado pela literatura da Curva de Phillips. O coeficiente associado ao custo unitário do trabalho não é significativo, resultado que também foi obtido por Alves e Areosa (2005) e o parâmetro associado ao repasse cambial apresenta o sinal esperado, mas não é estatisticamente significativo.

$$p = \frac{0,5937 p_{t-1}}{(5,96)} - \frac{0,1385 p_{t-2}}{(-0,954)} + \frac{0,5453 p_{t+1}}{(5,6886)} + \frac{0,00276 \Delta cm_t}{(0,5532)} + \frac{0,00486 \Delta rc_t}{(1,1929)} \quad (33')$$

$$\bar{R}^2 = 0,6187 \quad \text{Log-likelihood} = 415,89$$

Critério de Akaike = - 8,9324

Avalia-se se a modificação na forma do custo unitário do trabalho (passando da primeira diferença da série para a primeira diferença defasada um período) altera significativamente os resultados. Novamente, os resultados mostram que o parâmetro da inflação defasada é mais relevante na dinâmica da inflação do que o coeficiente da expectativa de inflação, os valores dos coeficientes foram 0,60 e 0,54 respectivamente, e ambos são estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%. O termo associado à inflação defasada dois períodos não é significativo e possui sinal negativo. Com relação ao coeficiente que representa a *proxy* do nível de atividade, ele não é significativo, tal resultado também é encontrado por Alves e Areosa (2005). O coeficiente associado ao repasse cambial novamente apresenta o sinal correto, mas como na especificação anterior, não é significativo.

$$p = \frac{0,6011 p_{t-1}}{(6,466)} - \frac{0,143 p_{t-2}}{(-1,025)} + \frac{0,5427 p_{t+1}}{(5,496)} - \frac{0,01088 \Delta cm_{t-1}}{(-1,4973)} + \frac{0,004387 \Delta rc_t}{(1,39)} \quad (34')$$

$$\bar{R}^2 = 0,6455 \quad \text{Log-likelihood} = 419,24$$

Critério de Akaike = - 9,005

Como os melhores resultados foram obtidos com as especificações que incluíram a variável *dummy* quando o nível de atividade estava representado pelo hiato do produto, realizou-se a estimação com a inclusão da *dummy* e o nível de atividade representado pelo custo unitário do trabalho. Os resultados obtidos são sustentados por outros estudos. Especificamente, o coeficiente associado à inflação defasada é menor do que o coeficiente associado à expectativa de inflação, e ambos são estatisticamente significativos ao nível de 1%. O coeficiente da expectativa de inflação é 0,611. Esse resultado também é encontrado em outros trabalhos aplicados, entre os quais se destaca Minella et al (2003) que avalia que o Banco Central do Brasil reage ativamente em resposta à variações nas expectativas de inflação e Celasun et al (2004) que conclui que o coeficiente associado às expectativas de inflação é mais relevante do que o coeficiente associado a inflação defasada (inércia), e portanto não seria possível rejeitar a hipótese de que o coeficiente da expectativa de inflação é igual a 1. Com relação ao repasse cambial, o coeficiente é significativo ao nível de significância de 5%, porém com reduzido efeito. O coeficiente associado ao nível de atividade é significativo ao nível de 10% e a variável *dummy* continua significativa ao nível de 1%.

$$\mathbf{p} = \begin{matrix} 0,4203\mathbf{p}_{t-1} & - & 0,0308\mathbf{p}_{t-2} & + & 0,6110\mathbf{p}_{t+1} & - & 0,01066\Delta cm_{t-1} & + & 0,005647\Delta rc_t & + & 0,001333\text{ dummy}\mathbf{p} \\ (2,259) & & (-0,1627) & & (6,078) & & (-1,811) & & (2,1771) & & (3,1126) \end{matrix} \quad (35')$$

$$\bar{R}^2 = 0,6946 \quad \text{Log-likelihood} = 426,63$$

Critério de Akaike = - 9,1441

Essa última especificação da Curva de Phillips (35) fornece uma boa descrição da dinâmica da inflação no Brasil. Comparativamente as outras equações, ela apresenta o maior  $\bar{R}^2$  ajustado e também é a melhor pelo critério de Akaike. A tabela 10 no apêndice C, fornece todos os coeficientes e os desvios-padrão das equações estimadas.

É possível relacionar os resultados obtidos na equação (35') com os aspectos discutidos nos capítulos anteriores. A Curva de Phillips híbrida, que expressa a inflação como função de um termo que representa a inércia da inflação e um termo que representa a expectativa de inflação futura, fornece uma boa descrição da dinâmica da inflação, onde o coeficiente associado à inflação futura possui maior importância.

Além disso, a Curva de Phillips, que representa a oferta agregada, é parte fundamental do conjunto de equações que fundamenta o sistema de meta de inflação, onde a autoridade monetária busca minimizar o “*trade-off*” entre inflação e atividade. Os resultados obtidos com o sistema de metas de inflação têm indicado que os países que adotam obtiveram uma melhora nos seus indicadores macroeconômicos, especificamente uma redução no nível médio de inflação, bem como uma redução na volatilidade associada à inflação e ao hiato do produto.

## 5 CONCLUSÃO

A revisão da literatura indica que o papel desempenhado pela expectativa de inflação é relevante na dinâmica da inflação, e os Bancos Centrais têm reagido fortemente às variações nessa variável. Conforme destacam Orphanides e Williams (2005), se as expectativas estão bem ancoradas à meta de inflação, a inflação será menos persistente do que se os agentes econômicos tiverem incerteza sobre seu objetivo de longo prazo.

É relevante ressaltar que a Curva de Phillips expressa somente como função dos hiatos futuros do produto não fornece uma boa descrição da dinâmica da inflação. Dessa forma, a inclusão de um termo que capture os efeitos da inércia da inflação melhora o ajustamento da Curva de Phillips.

A Curva de Phillips pode ser relacionada com o sistema de metas de inflação, na medida em que esse regime busca minimizar a função perda entre inflação e atividade, representado pelo “*trade-off*” entre a volatilidade da inflação e do produto. A comparação do desempenho da política monetária em países que adotam o sistema de metas de inflação indica que esses países obtiveram benefícios em relação aos países que não o adotaram, na forma de um aumento na credibilidade do Banco Central, tornando as expectativas de inflação melhor atreladas à meta, com redução também da volatilidade do produto,

No Brasil, após a adoção do regime de metas de inflação, houve uma redução na taxa média de inflação e na sua variabilidade. O coeficiente de variação da inflação passou de 89% no período de 1996 a 1999 para 51% no período de 1999 a 2008. Se o período de análise for alterado para 2003 a 2008, ou seja, após os períodos de choques externos, o coeficiente de variação da inflação é de 39%. Com relação ao crescimento da economia, houve um aumento na taxa média de crescimento, passando de uma taxa de 1,5% no período de 1996 a 1999, para uma taxa média de 3,5% no período de 1999 a 2008; e uma redução na sua variabilidade, onde o coeficiente de variação reduziu-se de 391% para 110%, o que resulta em uma melhor relação entre inflação e atividade econômica.

Com relação a análise das variáveis, os testes de raiz unitária empregados às séries indicam que as séries relativas à inflação, a expectativa de inflação e ao hiato do produto são estacionárias em nível e em primeira diferenças, enquanto as séries referentes ao repasse

cambial e ao custo unitário do trabalho não são estacionárias em nível, mas a primeira diferença das séries torna-se estacionária. Adicionalmente, o teste de raiz unitária com quebra estrutural em todas as séries indica que não há quebra estrutural nas séries.

As estimações da Curva de Phillips forneceram resultados distintos. Nas equações sem a variável *dummy*, o coeficiente associado à inflação defasada é mais relevante do que o coeficiente associado à inflação futura, fato esse que não é validado pela literatura. Contudo, com a inclusão de uma variável *dummy* para capturar os efeitos da incerteza política do último trimestre de 2002 que impactou os índices de inflação há uma melhora nos resultados. A equação (31') que inclui a variável *dummy* fornece um coeficiente associado à inflação defasada de 0,40, enquanto o coeficiente associado à inflação futura é de 0,608. Os coeficientes associados à inflação defasada, a inflação futura, ao repasse cambial e a *dummy* são estatisticamente significativos ao nível de 1%, enquanto os coeficientes associados à inflação defasada dois períodos e ao hiato do produto não são estatisticamente significativos.

Novas estimações foram efetuadas com objetivo de avaliar se a substituição do termo que representa a *proxy* do nível de atividade modifica os resultados. Os resultados obtidos com a estimação da Curva de Phillips, com o custo unitário do trabalho substituindo o hiato do produto, e sem a variável *dummy*, fornecem um peso maior ao coeficiente associado à inflação defasada em relação à inflação futura. Os demais coeficientes não tiveram alterações significativas, onde o coeficiente associado ao custo unitário do trabalho defasado e a inflação defasada dois períodos não são estatisticamente significativos; e o coeficiente associado ao repasse cambial é estatisticamente significativo, mas de baixa magnitude. A inclusão da variável *dummy* melhora a adequação da Curva de Phillips, onde o coeficiente associado à inflação passada agora é menor do que o coeficiente da inflação futura, 0,42 e 0,611 respectivamente, e ambos são estatisticamente significativos ao nível de 1%. Esses resultados são suportados pelos estudos de Minella et al (2003), Celasun et al (2004) e Fraga et al (2003), cuja conclusão é que o Banco Central do Brasil atua de forma ativa às alterações nas expectativas de inflação e que estas desempenham papel relevante na dinâmica da inflação.

De acordo com Alves e Areosa (2005), a expectativa de inflação depende positivamente da taxa de inflação defasada, da meta de inflação, do atual hiato do produto e variação da taxa de câmbio real, da expectativa sobre o futuro hiato do produto e taxa de câmbio real. No caso de o Banco Central possuir total credibilidade, o coeficiente associado à inflação futura deve ser igual à unidade, e dessa forma, a expectativa de inflação não dependerá da inflação passada, do atual hiato do produto e da variação da taxa de câmbio real.

O principal determinante da inflação futura será a meta de inflação futura e da expectativa sobre a variação da taxa de câmbio real e do hiato do produto. Alternativamente, quando a credibilidade for pequena, a inflação é determinada pela taxa de inflação passada, pela variação atual da taxa de câmbio real e do hiato do produto.

Por fim procurou-se avaliar principais determinantes da inflação no Brasil, e avaliar a importância do sistema de metas de inflação nesse contexto, e como contribuição do presente trabalho relaciona-se a revisão da literatura, a estimação de uma Curva de Phillips híbrida, e sua ligação com o sistema de metas de inflação. Como proposta para futuros trabalhos, sugere-se avaliar a estacionariedade através de outros testes e efetuar a estimação com diferentes modelos econométricos.

## REFERÊNCIAS

- ANDREWS, Donald W. K. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. **Econometrica**, 61(4), 821-856, 1993.
- ALVES, Sergio A. Lago e AREOSA, Waldyr Dutra. Targets and inflation dynamics; **Banco Central do Brasil**, Working Paper n. 100, 2005.
- ATKESON, A. e OHANIAN, L.E. Are Phillips Curves useful for forecasting Inflation?. **Federal Reserve Bank Minneapolis Quarterly Review** (winter) p. 2-11, 2001.
- BALL, Laurence e MANKIW, N. Gregory. The NAIRU in Theory and Practice. Cambridge: Massachusetts, **National Bureau of Economic Research**, May. 39 p. (NBER Working Paper n° 8940), 2002.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação**. Brasília, 1999, 2000,2001, 2002, 2003, 2004, 2005 ,2006 e 2007.
- \_\_\_\_\_. **Relatório Focus**. Brasília, 2007.
- BARDESEN, Gunnar; JANSEN Eilev S. e NYMOEN, RAGNAR. Econometric Evaluation of the New Keynesian Phillips Curve. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 66, Supplement, 0305-9049, 2004.
- BLANCHARD, Oliver e KATZ, Lawrence F.. What we know and do not know about the natural rate of unemployment. Cambridge: Massachusetts, **National Bureau of Economic Research**, November. 37 p. (NBER Working Paper n° 5822), 1996.
- BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre Antonio e WERLANG, Sergio Ribeiro da Costa. Implementing Inflation Targeting in Brazil. Banco Central do Brasil, **Working Papers Series**, n. 1, 2000.
- CARNEIRO, Dionísio Dias; MONTEIRO, André e YEN HON WU, Thomas. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. **IPEA, Texto para discussão**, n. 4, 2002.
- CERISOLA, Martin, e GELOS, Gaston R.. “What drives inflation expectations in Brazil? An empirical analysis”, **International Monetary Fund Working Paper** 05/109, junho, 2005.
- CELASUN, Oya, GELOS, Gaston R. e PRATI, Alessandro. Obstacles to Desinflation: What is the role of fiscal expectations? **International Monetary Found Working Paper** 04/111, 2004.
- COGLEY, Timothy e SBORDONE, Argia M. Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve. **Federal Reserve Bank of New York Staff Reports**, n. 270. Dezembro, 2006.
- ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.



ESPINOSA-VEGA, Marco A. e RUSSELL, Steven. History and theory of the NAIRU: A critical review. **Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review** (second quarter), 1997.

ESTRELLA, Arturo e MISHKIN, Frederic S. Rethinking the role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of model formulation and uncertainty. Cambridge: Massachusetts, **National Bureau of Economic Research**, April. 46 p. (NBER Working Paper n° 6518), 1998.

FANELLI, Luca. Testing the New Keynesian Phillips Curve through Vector Autoregressive models: Results from the Euro area. *MPRA Paper* 1617, January 2007.

FRAGA, Arminio, GOLDFJAN, Ilan, MINELLA, André. Inflation Targeting in Emerging Market Economies". **National Bureau of Economic Research** (NBER), Working Paper número 10019, 2003.

FRIEDMAN, Milton. The Role of Monetary Policy. **American Economic Review**, vol 58, n° 1 (March): 1-17, 1968.

GALI, J., GERTLER, M., e LOPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. Cambridge: Massachusetts, **National Bureau of Economic Research**, April. 40 p. (NBER Working Paper n° 8218), 2001.

GALI, J., GERTLER, M., e LOPEZ-SALIDO, J. D. Robustness of the estimates of the hybrid new keynesian phillips curve. **National Bureau of Economic Research**, working paper número 11788, 2005.

GALI, Jordi e GERTLER, Mark. Inflation Dynamics: A structural econometric analysis. Cambridge: Massachusetts, **National Bureau of Economic Research**, February. 23 p. (NBER Working Paper n° 7551), 2000.

GALI, Jordi. The New Keynesian Approach to Monetary Policy Analysis: Lessons and New Directions. **Universitat Pompeu Fabra**, 2008.

GALI, Jordi e MONACELLI, Tommaso. Monetary Policy and Exchange rate Volatility in a small open economy. **Review of Economic Studies**, 72, 707 – 734, 2005.

GORDON, Robert J. The Time-Varying and its Implications for Economic Policy. Cambridge: Massachusetts, **National Bureau of Economic Research**, Aug. 40 p. (NBER Working Paper n° 5735), 1996.

GUAY, Alain e PELGRIN, Florian. The U.S. Keynesian Phillips Curve: An Empirical Assessment. **Bank of Canada Working Paper** n° 35, September 2004.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Inflation Targeting and the IMF**. Washington: March, 2006.

\_\_\_\_\_. **Does inflation targeting work in emergent markets?** Washington, 2005.

JUDD, John P. NAIRU: Is it useful for Monetary Policy?. **Federal Reserve Bank of Sao Francisco FRBSF Economic Letter** nº 35, 1997.

LANSING, Kevin J. Can the Phillips Curve help forecast inflation? **Federal Reserve Bank of Sao Francisco FRBSF Economic Letter**, nº 29, 2002.

LIMA, Elcyon C. R. The NAIRU, Unemployment and the rate of Inflation in Brazil. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Texto para discussão**, nº 753. Rio de Janeiro, agosto de 2000.

MEIRELLES, Henrique de Campos. **Perspectivas Econômicas**. Banco Central do Brasil. Agosto, 2008.

MODIGLIANI, Franco e PAPADEMOS, Lucas. Targets for Monetary Policy in the coming year. **Brookings Papers on Economic Activity**, no. 1:141-63, 1975.

MINELLA, André; FREITAS, Paulo Springer de; GOLDFAJN, Ilan, MUINHOS, Marcelo K. "Inflation Targeting in Brazil: Constructing credibility under Exchange rate volatility", **Journal of International Money and Finance** 22 (7): 1015:1040, dec, 2002.

MINELLA, André; FREITAS, Paulo Springer de; GOLDFAJN, Ilan; MUINHOS, Marcelo K. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and challenges", Banco **Central do Brasil**, Working Paper n. 53, 2003.

MISHKIN, Frederic S. Inflation Dynamics. **National Bureau of Economic Research** (NBER), Working Paper n. 13147, junho, 2007

MORAES, Roberto C. Equilíbrio Macroeconômico: Dos Clássicos aos novos Clássicos. **Perspectiva Econômica**, v. 25, n. 71, p. 61-98, 1990.

NASON, James M. e SMITH, Gregor W. Identifying the New Keynesian Phillips Curve **Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper** 1, January 2005.

NELSON, Edward. Friedman and Taylor on Monetary Policy Rules: A Comparison. **Federal Reserve Bank of St. Louis**, October, 2007.

ORPHANIDES, Athanasios e WILLIAMS, John C. Inflation Targeting under Imperfect Knowledge. **Federal Reserve Bank of Sao Francisco**, Economic Review 2007.

ORPHANIDES, Athanasios. Taylor Rules. Finance and Discussion Series, **Federal Reserve Board**, Washington D.C, 2007.

PHELPS, Edmund. Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment over time. **New Series Economica** v.34, n 135 (August): 254-281, 1967.

PHILLIPS, A. W. The Relationship between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Economica** 25 (November): 283-99, 1958.

PORTUGAL, M. S., MADALOZZO, R. C., HILLBRECHT, R. O. Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil. **International Monetary Found**, Inflation Targeting Seminar, maio, 1999.

ROSSI, Barbara. Optimal tests for nested model selection with underlying parameter instability. **Econometric Theory** 21, 962-990, 2004.

SAMUELSON, Paul, SOLOW, Robert M. Analytical aspects of anti-inflation policy. **American Economic Review**, p. 177-184, may 1960.

SANCHEZ, Anne D. (2006). A New Keynesian Curve for Japan.

SCHWARTZMAN, Felipe Farah. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2004.

SIDRAUSKI, Miguel. Rational choice and patterns of growth in a Monetary Economy. **Journal of Political Economy**, n. 75, 798-810, 1967.

SOUZA JUNIOR, José Ronaldo Castro. Produto potencial: conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira. **IPEA, Texto para discussão**, n.1130, novembro de 2005.

STAIGER, Douglas., STOCK, James H., e WATSON, Mark W. Prices, Wages, and the U.S. NAIRU in the 1990s. Cambridge: Massachusetts, **National Bureau of Economic Research**, June. 87 p. (NBER Working Paper n° 8320), 2001.

STAIGER, Douglas, STOCK, James H., e WATSON, Mark W. How precise are estimates of the Natural rate of Unemployment?. Cambridge: Massachusetts, **National Bureau of Economic Research**, March. 58 p. (NBER Working Paper n° 5477), 1996.

STOCK, James H. e WATSON, Mark W. Forecasting Inflation. Cambridge: Massachusetts, **National Bureau of Economic Research**, March. 31 p. (NBER Working Paper n° 7023), 1999.

STOCK, James H. e WATSON, Mark W. (2008). Phillips Curve Inflation Forecasts. **National Bureau of Economic Research**, may, 2008.

SVERIGES RIKSBANK. Press release “What have economists learned about monetary policy over the past 50 years?”. Stockholm. September, 2007.

WALSH, Carl E. The Natural Rate, NAIRU, and Monetary Policy. **Federal Reserve Bank of Sao Francisco FRBSF Economic Letter**, n° 28, 1998.

WILLIAMS, John C. The Natural Rate of Interest. **Federal Reserve Bank of Sao Francisco Economic Letter** n° 32, 2003.

WILLIAMS, John C. The Phillips Curve in an Era of Well-Anchored Inflation Expectations. **Federal Reserve Bank of Sao Francisco**, 2006.

WOODFORD, Michael. **Interest and Prices: Foundations of a theory of monetary policy**. Princeton, 2003

## APÊNDICE A – COPOM

O COPOM (Comitê de Política Monetária) do Brasil foi criado em vinte de junho de 1996 com objetivo de estabelecer as diretrizes da Política Monetária e de definir a taxa de juros. A idéia básica era fornecer maior transparência e um ritual mais adequado ao processo decisório, a exemplo de outros países que já adotavam estrutura semelhante, como o FOMC (Federal Open Committee) do Banco Central dos EUA e do Central Bank Council do Banco Central da Alemanha.

Após diversas alterações em seu regulamento, desde 1996 através do Decreto 3.088 de vinte e um de junho de 1999, adotou-se a sistemática de metas de inflação como diretriz da Política Monetária, cabendo ao CMN (Conselho Monetário Nacional) a definição da meta de inflação e seu intervalo de tolerância.

Formalmente os objetivos do COPOM são implementar a política monetária, definir a meta da taxa Selic (e eventual viés) e analisar o Relatório de Inflação. As reuniões ordinárias do COPOM são divididas em dois dias (terça e quarta-feira), e desde 2006, são oito reuniões anuais.

O COPOM é composto pelos membros da Diretoria Colegiada do Banco Central do Brasil (o Presidente possui voto de qualidade, e os diretores de Política Monetária, Política Econômica, Estudos Especiais, Assuntos Internacionais, Normas e Organização do Sistema Financeiro, Fiscalização, Liquidações e Desestatização, e Administração). Além destes, participam do primeiro dia de reunião os chefes dos Departamentos do Banco Central (Departamento Econômico (Depec), Departamento de Operações das Reservas Internacionais (Depin), Departamento de Operações Bancárias e de Sistema de Pagamentos (Deban), Departamento de Operações do Mercado Aberto (Demab), Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep), o gerente-executivo da Gerência de Relacionamento com Investidores (Gerin), além de três consultores, do secretário-executivo da Diretoria, o assessor de imprensa, o assessor especial, e se convocados, outros chefes de Departamentos).

Durante o primeiro dia de reunião, os chefes de departamento e o gerente-executivo apresentam uma análise da conjuntura doméstica abrangendo inflação, nível de atividade,

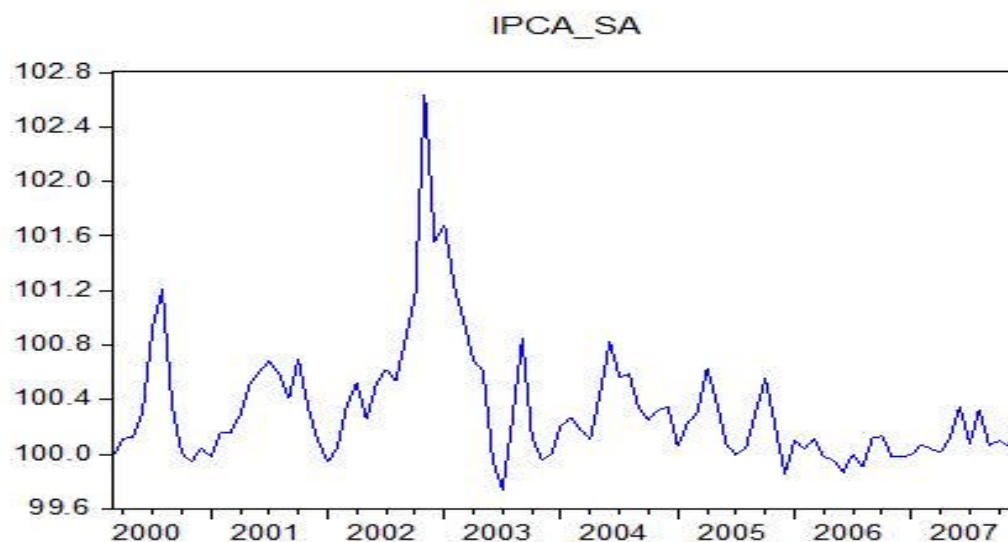
evolução dos agregados monetários, finanças públicas, balanço de pagamentos, economia internacional, mercado de câmbio, reservas internacionais, mercado monetário, operações de mercado aberto, avaliação prospectiva das tendências da inflação e expectativas gerais para as variáveis macroeconômicas.

No segundo dia de reunião, participa apenas os membros do Comitê e o chefe do Depep (sem direito a voto). Os diretores de Política Monetária e Econômica apresentam alternativas para a taxa de juros de curto prazo e fazem recomendações com relação à Política Monetária. Na seqüência, os demais membros do COPOM fazem suas avaliações e apresentam possíveis alternativas. Ao final do processo, vota-se nas propostas, buscando se possível um consenso. A decisão final é imediatamente divulgada à imprensa, e ao mesmo tempo é expedido um comunicado através do Sistema de Informações do Banco Central (Sisbacen).

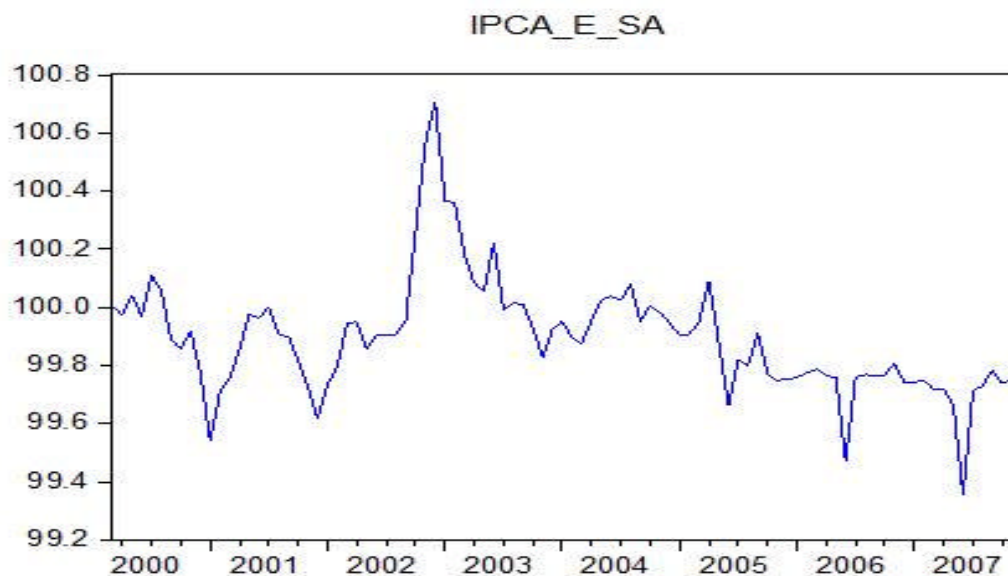
As atas em português das reuniões do COPOM são divulgadas às oito horas e trinta minutos da quinta feira da semana após a reunião, sendo publicadas no site do Banco Central e para a imprensa (em inglês há uma defasagem de vinte e quatro horas).

Ao final dos meses de março, junho, setembro e dezembro, o COPOM publica (em inglês e português) o Relatório de Inflação, o qual analisa detalhadamente a conjuntura econômica e financeira do país e apresenta as projeções para a taxa de inflação.

## APÊNDICE B – Gráficos das séries

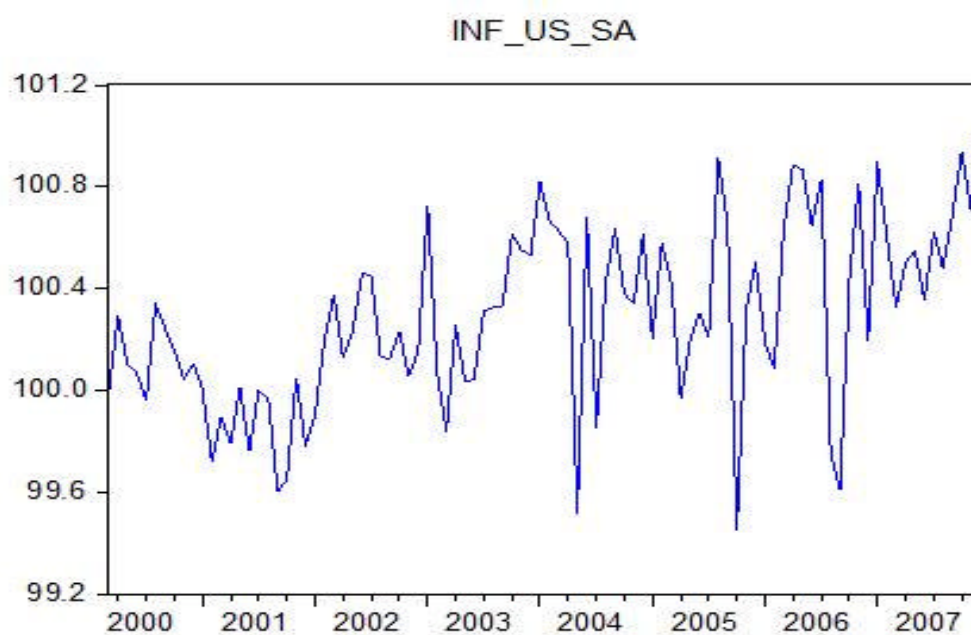
**GRÁFICO 1 – Índice de preços ao consumidor-amplio dessazonalizado no período de março de 2000 a 2007**

Fonte: Banco Central do Brasil.

**GRÁFICO 2 – Expectativa um período a frente do índice de preços ao consumidor amplo dessazonalizado no período de março de 2000 a 2007**

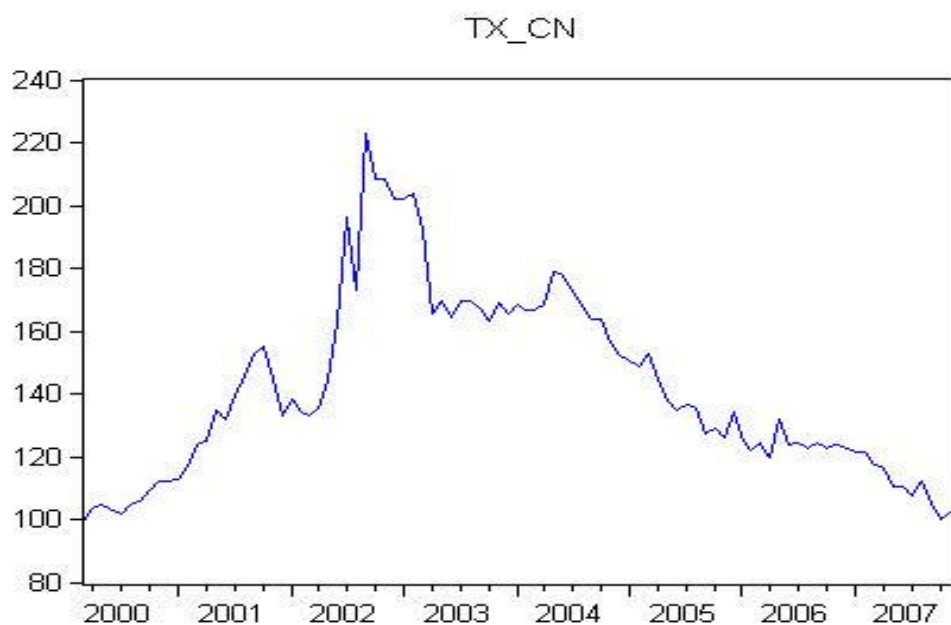
Fonte: Banco Central do Brasil

**GRÁFICO 3 – Índice de preços das exportações americanas dessazonalizado, incluindo commodities, no período de março de 2000 a 2007**



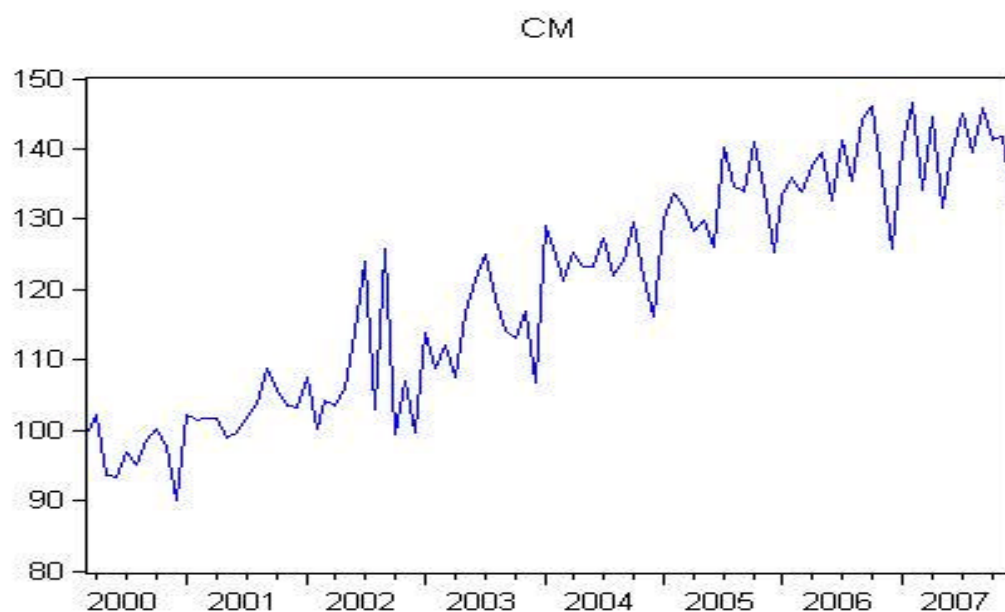
Fonte: Bureau of Labor Statistics

**Gráfico 4 – Taxa de câmbio nominal no período de março de 2000 a 2007**



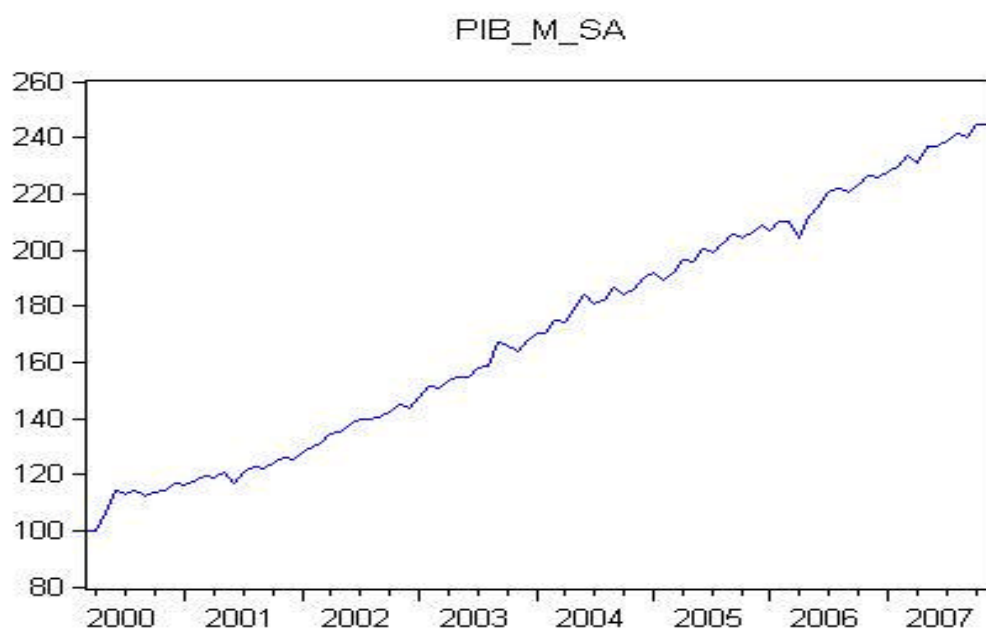
Fonte: Banco Central do Brasil

**GRÁFICO 5 – Índice do custo unitário do trabalho em reais, no período de março de 2000 a 2007**



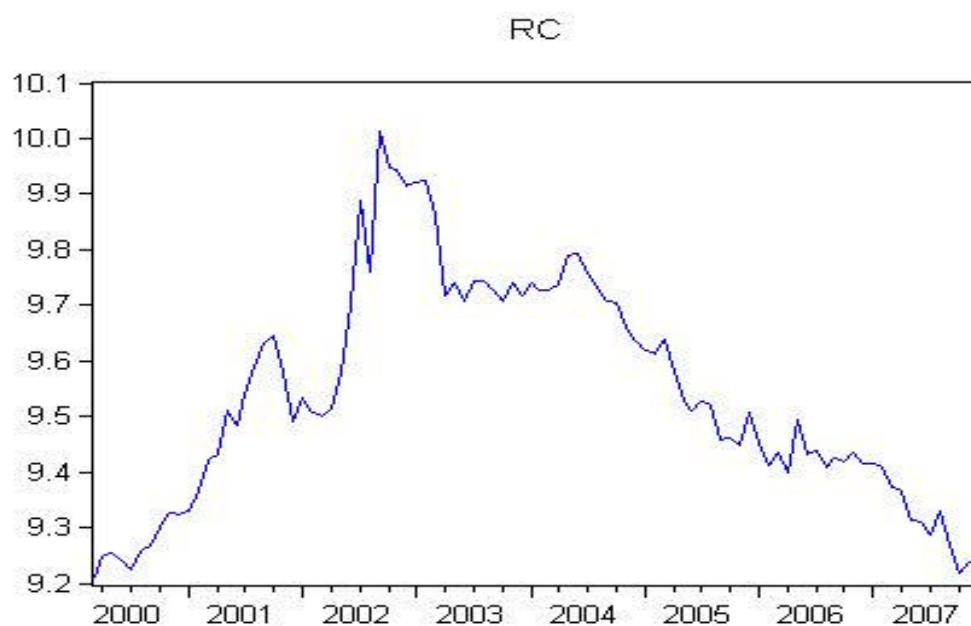
Fonte: Banco Central do Brasil

**Gráfico 6 – Índice do Produto Interno Bruto mensal dessazonalizado, no período de março de 2000 a 2007**

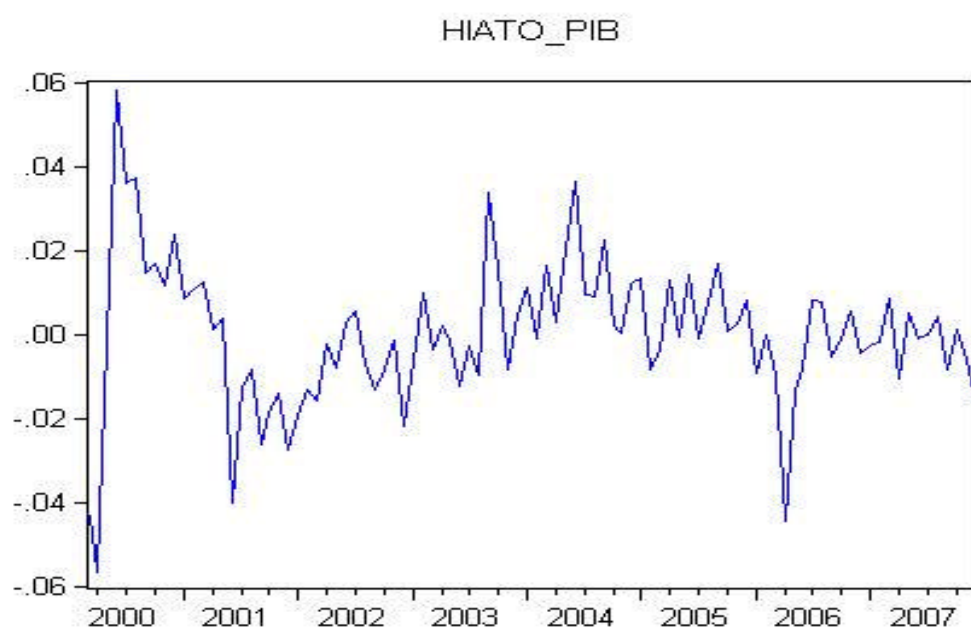


Fonte: Banco Central do Brasil



**GRÁFICO 7 – Índice da série do repasse cambial, no período de março de 2000 a 2007**

Fonte: Banco Central do Brasil e Bureau of Labor Statistics

**GRÁFICO 8 – Índice do hiato do produto, no período de março de 2000 a 2007**

Fonte: Banco Central do Brasil

## APÊNDICE C – Resultados das estimações da Curva de Phillips

**TABELA 10: Resultados das estimações da Curva de Phillips no período compreendido entre março de 2000 a dezembro de 2007**

Regressores	Coeficientes e desvios-padrão						
	Eq. (27)	Eq. (30)	Eq. (31)	Eq. (32)	Eq. (33)	Eq. (34)	Eq. (35)
IPCA_SA(-1)	0,598*** (0,1035)	0,5064*** (0,0577)	0,4049*** (0,2119)	0,39768*** (0,097678)	0,5937*** (0,0996)	0,60116*** (0,09296)	0,4203*** (0,1860)
IPCA_SA(-2)	-0,1340 (0,1519)		-0,0128 (0,2129)		-0,1385 (0,14509)	-0,1434 (0,1398)	-0,03086 (0,18959)
IPCA_E_SA	0,5362*** (0,094)	0,4940*** (0,0578)	0,6084*** (0,1009)	0,60285*** (0,09771)	0,5453*** (0,09586)	0,54279*** (0,09875)	0,61108*** (0,1005)
HIATO(-1)	-0,0098 (0,024)	-0,011 (0,014)	0,001548 (0,022)				
HIATO(-2)				-0,00373 (0,011946)			
D(RC)	0,006118*** (0,002414)	0,006164*** (0,002349)	0,0076*** (0,00308)	0,007616*** (0,003004)	0,004861 (0,004075)	0,004387 (0,00314)	0,005647** (0,002594)
D(CM)					0,002766 (0,004999)		
D(CM(-1))						-0,01088 (0,007268)	-0,01066* (0,00588)
Dummy_IPCA_SA			0,001353*** (0,000509)	0,001355*** (0,000455)			0,001333*** (0,000428)
R-quadrado	0,6354	0,6285	0,6854	0,68558	0,63554	0,66115	0,7114
R-quadrado ajustado	0,6187	0,6158	0,6672	0,6711	0,61878	0,64557	0,69462
Crítério de Akaike	-8,9323	-8,9352	-9,0581	-9,0801	-8,9324	-9,0053	-9,1441

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Desvios-padrão em parênteses. \*, \*\*, \*\*\* indicam o nível de significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente. Estimções baseadas em desvios-padrão com Newey-West HAC.