



Universidade de Brasília

FACE – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e  
Ciência da Informação e Documentação

Departamento de Economia

**Ricardo José N. P. Moraes**

**Curva de Phillips no Brasil: uma avaliação das  
diversas medidas do custo marginal**

Dissertação apresentada como requisito para a obtenção do  
Título de Mestre em Economia do Setor Público do Programa  
de Pós-Graduação em Economia – Departamento de  
Economia da Universidade de Brasília

**Orientador: Paulo Springer de Freitas**

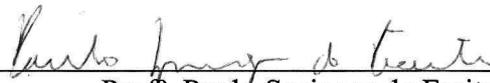
BRASILIA

2012

**RICARDO JOSÉ NUNES PEREIRA MORAES**

## **Curva de Phillips no Brasil: Uma Avaliação das Diversas Medidas do Custo Marginal**

Dissertação aprovada como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia do Setor Público do Programa de Pós-Graduação em Economia – Departamento de Economia da Universidade de Brasília. Comissão Examinadora formada pelos professores:



---

Prof.<sup>o</sup> Paulo Springer de Freitas (Orientador)  
Senado Federal - SF



---

Prof.<sup>o</sup> Maria Eduarda Tannuri Pianto  
Departamento de Economia – UnB



---

Prof.<sup>o</sup> Sérgio Afonso Lago Alves  
Banco Central do Brasil - BACEN

Brasília, 12 de junho de 2012.

## **AGRADECIMENTOS**

Ao meu orientador Paulo Springer de Freitas pelos seus comentários precisos que deram unidade a este trabalho e muito melhoraram a sua qualidade técnica.

À minha companheira Enrica pelo seu amor, incentivo, e, principalmente, por distrair os meninos durante a produção deste trabalho.

Aos meus filhos Felipe Ernesto e Pedro Martin por não desistirem de tentar ocupar todo o meu tempo.

Aos meus pais pelo carinho e o gosto pelo conhecimento.

Aos meus colegas do Mesp Patrícia Mesquita, Caio Cordeiro e Gustavo Alvarenga pelos trabalhos em conjunto.

Aos meus colegas da Secretaria do Tesouro Nacional pelas discussões eternas.

Aos novos colegas do Banco Central que me apoiaram na finalização deste trabalho.

*“A longo prazo, todos estaremos mortos”*  
*(Keynes)*

## RESUMO

Este trabalho avalia o ajuste e a capacidade de predição de três modelos derivados da Curva de Phillips Neo Keynesiana à dinâmica da inflação brasileira no período 2000-2011. Os modelos foram regredidos utilizando o método de mínimos quadrados ordinários e testando-se diversas series econômicas com a finalidade de estimar os custos marginais das firmas. A qualidade do ajuste foi avaliada através do coeficiente de determinação,  $R^2$ , das regressões e a capacidade de predição através da raiz quadrada do erro quadrático médio das previsões fora da amostra. Os resultados mostram que o modelo de Gali & Gertler em conjunto com a variação percentual da taxa de desemprego como aproximação do custo marginal das firmas é o que melhor representa os dados da inflação brasileira no período.

Palavras-chaves: Curva de Phillips, dinâmica inflacionária, economia brasileira

## ABSTRACT

This study evaluates the fit and predictive power of three models derived from New Keynesian Phillips curve for Brazilian inflation dynamics in the period 2000-2011. The models were regressed using the method of ordinary least squares and by testing several economic series for the purpose of estimating the marginal costs of firms. The goodness of fit was assessed using the coefficient of determination,  $R^2$ , regression and prediction capacity through the square root of the mean squared error of out of sample forecasts. The results show that the model of Gali & Gertler together with the percentage change in the unemployment rate as an approximation of the marginal cost of firms is the one that best represents the data of Brazilian inflation in the period.

Keywords: New Keynesian Phillips curve, inflation dynamic, Brazilian economy

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução de índices de inflação no período 2000-2010.....	13
Figura 2 – Evolução do IPCA e das expectativas.....	18
Figura 3 – Evolução do PIB e PIB potencial correspondente.....	21
Figura 4 – Crescimento anualizado do PIB e do produto potencial, calculado com o filtro HP.....	22
Figura 5 – Exemplo: Comparação da variação da taxa de desemprego com a diferença percentual.....	24
Figura 6 – Taxa de desemprego e a sua diferença percentual.....	24
Figura 7 – Evolução da taxa de desemprego e da utilização da capacidade industrial.....	25
Figura 8 – Evolução da participação da renda do trabalho, em 6 regiões metropolitanas, na renda nacional.....	27
Figura 9 – Evolução das cotações médias (R\$ / US\$).....	28
Figura 10 – Evolução do IPCA no período 2002-2011.....	32
Figura 11 – Proxy “Hiato do Produto”: comparação do resultado da predição 1 trimestre à frente com o IPCA efetivo.....	45
Figura 12 – Proxy “Hiato do Produto”: comparação do resultado da predição 4 trimestres à frente com o IPCA efetivo.....	46
Figura 13 – Proxy “Variação percentual da taxa de desemprego”: comparação do resultado da predição 1 trimestre à frente com o IPCA efetivo.....	47
Figura 14 – Proxy “Variação percentual da taxa de desemprego”: comparação do resultado da predição quatro trimestres à frente com o IPCA efetivo.....	48
Figura 15 – Comparação dos melhores modelos para a predição um trimestre à frente.....	49
Figura 16 – Comparação dos melhores modelos para a predição quatro trimestres à frente.....	50

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Calendário de divulgação do IPCA pelo IBGE .....	17
Tabela 2 – Resultado da regressão da variação das expectativas .....	17
Tabela 3 – Resumo dos dados utilizados.....	28
Tabela 4 – Resumo das transformações das variáveis.....	29
Tabela 5 – Resultados do teste ADF para raiz unitária .....	30
Tabela 6 – Resultados do teste PP para raiz unitária .....	31
Tabela 7 – Comparação do resultado da regressão considerando duas datas diferentes para o início da amostra.....	33
Tabela 8 – Modelo de Calvo: avaliação das variáveis relacionadas com o câmbio ..	34
Tabela 9 – Regressão do modelo de Calvo com diferentes <i>proxies</i> para o custo marginal real .....	35
Tabela 10 – Regressão do modelo ROT com diferentes <i>proxy</i> para o custo marginal real.....	38
Tabela 11 – Regressão do modelo ROT impondo a condição de verticalidade .....	39
Tabela 12 – Regressão do modelo Sheedy com diferentes <i>proxies</i> para o custo marginal real .....	41
Tabela 13 – Resumo dos modelos.....	43
Tabela 14 – Avaliação da capacidade de predição com a <i>proxy</i> “Hiato do Produto”	45
Tabela 15 – Avaliação a da capacidade de predição do modelo ROT .....	47
Tabela 16 – Avaliação a da capacidade de predição do modelo ROT .....	49

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Teste Dickey Fouley Aumentado (teste de estacionariedade)
BCB	Banco Central do Brasil
CMN	Conselho Monetário Nacional
CNI	Confederação Nacional da Indústria
CPNK	Curva de Phillips Neo Keynesiana
$E_t[\cdot]$	Operador expectativa no instante $t$
FGV	Fundação Getúlio Vargas
HP	Filtro de Hodrick-Prescott
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IGP	Índice Geral de Preços
INCC	Índice Nacional da Construção Civil
IPA	Índice de Preços no Atacado
IPA	Índice de Preços no Atacado
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
$mc_t$	Custo marginal da firma no período $t$
PIB	Produto Interno Bruto
PME	Pesquisa Mensal de Emprego
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios
PP	Teste Philips-Perron (teste de estacionariedade)
POF	Pesquisa de Orçamento Familiar
RMSE	<i>Root Mean Squared Error</i>
ROT	<i>Rule od Thumb</i> (modelo de Gali & Gertler)
SExp-BCB	Sistema de Expectativas do Banco Central do Brasil
UCI	Utilização da Capacidade Industrial

### Letras Gregas

$\alpha^b$	parâmetro relacionado com a inflação passada, derivado das constantes do modelo microfundamentado (modelo ROT)
------------	--

$\alpha^f$	parâmetro relacionado com a expectativa de inflação futura, derivado das constantes do modelo microfundamentado (modelo ROT)
$\beta$	fator de desconto intertemporal
$\varepsilon_t$	ruído branco
$\varphi_i$	parâmetros de controle da inclinação da <i>hazard function</i> para os períodos subsequentes (modelo de Sheedy)
$\phi$	inércia inflacionária
$\kappa$	parâmetro relacionado à frequência de reajuste de preço e o fator de desconto intertemporal (modelo de Calvo)
$\kappa'$	parâmetro relacionado com o custo marginal (modelo ROT)
$\kappa_X$	parâmetro relacionado com o custo marginal (modelo de Sheedy)
$\pi_i$	inflação no período $i$
$\Phi_i, \delta_i$	coeficientes dependentes dos parâmetros da <i>hazard function</i> (modelo de Sheedy)
$\Lambda$	probabilidade básica de alteração de preços (1º período) (modelo de Sheedy)

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO .....	1
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....	4
3	SELEÇÃO DE DADOS.....	11
3.1	PERIODICIDADE DOS DADOS.....	11
3.2	MEDIDAS DE INFLAÇÃO .....	12
3.3	EXPECTATIVAS .....	14
3.4	CUSTO MARGINAL .....	19
3.4.1	Hiato do produto.....	20
3.4.2	Taxa de desemprego .....	23
3.4.3	Índice de utilização da capacidade industrial .....	25
3.4.4	Participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional.....	26
3.5	CÂMBIO .....	27
3.6	RESUMO DOS DADOS .....	28
4	ECONOMETRIA.....	29
4.1	ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE DADOS.....	29
4.2	ESTIMATIVA ECONOMÉTRICAS .....	31
4.2.1	Estimativa do modelo CPNK (Calvo (1983)) .....	32
4.2.2	Estimativa do modelo ROT (Gali & Gertler (1999)).....	36
4.2.3	Estimativa do modelo “idade de preços” (Sheedy (2007)) .....	40
4.3	RESUMO DOS RESULTADOS DAS REGRESSÕES .....	42
5	CAPACIDADE DE PREDIÇÃO.....	44
6	CONCLUSÕES .....	52
7	BIBLIOGRAFIA.....	55

## 1 INTRODUÇÃO

Desde 1º de julho de 1999, o Brasil utiliza o sistema de metas de inflação de acordo com o Decreto nº 3.088/1999. Neste sistema, o governo, através do Comitê Monetário Nacional (CMN), estabelece uma meta de inflação para o ano calendário e o Banco Central do Brasil tem a missão de alcançá-la com auxílio dos instrumentos de política monetária, notadamente, a taxa básica de juros da economia, a taxa Selic.

As decisões sobre juros (ou de quaisquer outros instrumentos) tomadas pela autoridade monetária são cercadas de incertezas porque são baseadas em estimativas sobre o estado atual da economia, do impacto dos instrumentos disponíveis de política monetária e, também, da evolução de outras variáveis macroeconômicas tais como crescimento da economia, taxa de desemprego e taxa de câmbio. Bogdanki *et alli* (2000), em artigo seminal sobre a implantação do sistema de metas de inflação, enfatizam a necessidade de ferramentas de avaliação de cenários.

Uma das equações mais utilizadas na literatura atual para descrever a dinâmica inflacionária é a chamada Curva de Philips Novo Keynesiana (CPNK) e as suas diversas formulações. Basicamente a CPNK descreve a inflação presente como função de sua expectativa futura, dos custos marginais reais incorridos pelas firmas e, eventualmente, da inflação passada. As várias formulações da CPNK diferem quanto ao horizonte das expectativas, à consideração da inflação passada e à forma de representar os custos marginais das firmas.

Neste contexto, a presente pesquisa pretende comparar o ajuste das várias versões da Curva de Philips Novo Keynesiana aos dados de inflação brasileira no período de 2000 a 2011 e avaliar a capacidade de predição destas formulações na estimativa da inflação doze meses à frente.

A utilização da CPNK no estudo de cenários decorre da sua simplicidade aliada a uma fundamentação estrutural uma vez que os seus parâmetros são funções dos parâmetros primitivos de um modelo microfundamentado, ao contrário dos modelos do tipo autoregressivos (ARMA) ou de vetores autoregressivos (VAR), que correspondem a relações estatísticas entre as variáveis.

A importância de discriminar as várias formulações da CPNK está relacionada com os custos da política monetária. A formulação de Calvo (1983) mostra uma CPNK puramente *feedforward*, na qual a inflação passada não tem nenhum impacto direto sobre a inflação futura. Nesta situação, os custos da política de controle da inflação estão diretamente relacionados com as expectativas de inflação e a credibilidade do Banco Central.

De outro lado, formulações híbridas da CPNK utilizam uma dependência explícita da inflação atual com a inflação passada, independentemente das expectativas. Esta dependência, referida por alguns autores como inércia ou persistência inflacionária, implica esforços maiores das autoridades monetárias para manter a inflação dentro da meta (Tesfaselassie e Schaling (2010)). Nesse contexto, autores como Woodford (2004) e Svensson (1998) defendem que as políticas monetárias sejam derivadas da otimização de uma função custo que considera explicitamente a dinâmica da inflação e modelos de transmissão monetária<sup>1</sup>.

Estudos anteriores sobre a CPNK para o caso brasileiro, feitos na década de 90 e início do século XXI, se depararam com dificuldades em relação ao tamanho das séries de dados e frequentes quebras estruturais nas séries. Antes do Plano Real, houve diversos planos econômicos com o objetivo de controlar a inflação através do congelamento de preços como, por exemplo, o Plano Cruzado (1986) e Plano Verão (1989). Mesmo após o sucesso do Plano Real no controle de inflação, o Brasil passou por diversas crises – quebra do México (1994) da Rússia (1998), racionamento de energia elétrica (2001), eleição presidencial (2002) – que também introduziram quebras estruturais nas series históricas. Hoje em dia, com mais de uma década de dados acumulados e estabilidade econômica, há espaço para novas pesquisas acerca da aplicabilidade da CPNK.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em mais cinco seções. Na segunda seção é feita uma revisão bibliográfica de modelos de CPNK e dos diversos estudos já realizados sobre o tema nos anos 2000. Na terceira seção, apresentam-se os dados utilizados nas análises econométricas, e, na quarta, as

---

<sup>1</sup> Gouvea & Gupta (2007) e Freitas e Muinhos (2001) apresentaram exemplos numéricos de como a função objetivo a ser otimizada depende das características da dinâmica da inflação e da forma da equação que melhor representa a sua dinâmica.

regressões. A quinta seção avalia o poder de predição das regressões que melhor representaram a dinâmica inflacionária brasileira, finalizando então com as conclusões na sexta seção.

## 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A formulação inicial da CPNK (Equação 1) incorporando a hipótese de rigidez de preços e reajustes escalonados de preços foi feita por Calvo (1983). Nesta formulação, é suposto que apenas uma fração do total de firmas reajusta os seus preços a cada intervalo de tempo. As firmas restantes manterão os seus preços, independentemente do tempo decorrido do último reajuste. Ao reajustar os seus preços, as firmas procuram maximizar o retorno esperado e o fazem baseadas numa expectativa da evolução futura dos seus custos marginais<sup>2</sup>. Desta forma, a inflação do período atual pode ser escrita tal como é apresentada na Equação 1. O termo  $\varepsilon_t$  representa choques de inflação exógenos

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \kappa mc_t + \varepsilon_t \quad \text{Equação 1}$$

onde

$E[\pi_{t+1}]$	expectativa no período t da inflação no próximo período
$mc_t$	custo marginal da firma no período t
$\beta$	fator de desconto intertemporal
$\kappa$	parâmetro relacionado à frequência de reajuste de preço e o fator de desconto intertemporal

De acordo com este modelo, não existe nenhum tipo de relação com a inflação passada, tendo em vista que os agentes são totalmente *forward looking*. A inflação passada pode até influenciar a inflação contemporânea, mas isso ocorreria via alteração das expectativas para a inflação futura. Entretanto, há evidências empíricas que contradizem esta conclusão, como reportam Gali & Gertler (1999). Em busca de explicações para a evidência empírica de correlação entre a inflação presente e a passada, foram criadas alternativas baseada na curva CPNK, mas que contemplassem algum grau de inércia inflacionária, criando assim uma versão híbrida da CPNK, a Curva de Philips Híbrida Nova Keynesiana (CPHNK).

---

<sup>2</sup> Uma derivação detalhada desta versão da CPNK pode ser encontrada em Woodford (2003)

Gali & Gertler (1999) propuseram uma forma alternativa ao modelo de Calvo em relação ao reajuste de preços das firmas. Dentre as firmas que podem reajustar seus preços, somente parte delas o fazem de forma a maximizar o retorno esperado. A outra parte reajusta seus preços utilizando uma regra simples, “Rule of Thumb” (ROT), a inflação do período anterior. Desta forma, a equação que descreveria a inflação do período atual seria dada pela Equação 2

$$\pi_t = \alpha^f E_t[\pi_{t+1}] + \alpha^b \pi_{t-1} + \kappa' mc_t + \varepsilon_t \quad \text{Equação 2}$$

onde os novos termos significam

$\pi_{t-1}$	inflação no período anterior
$\alpha^f, \alpha^b, \kappa'$	parâmetros derivados das constantes do modelo microfundamentado

A equação proposta por Gali & Gertler (1999) mostrou-se capaz de descrever satisfatoriamente a persistência inflacionária observada nos EUA. Deve-se ressaltar que se  $\alpha^b$  for nulo, obtém-se a formulação original do modelo de Calvo (1983).

Alguns autores questionam a introdução do termo relacionado com a inflação do período anterior na CPNK. Para que este termo aparecesse explicitamente, Gali & Gertler (1999) supuseram que as firmas têm a mesma probabilidade de reajustar seus preços a cada período, mas somente algumas o fazem maximizando o retorno esperado. Esse comportamento pode ser racionalizado, quando se supõe, por exemplo, que há custos para a empresa definir o preço que maximiza seu lucro. Nesse caso, é mais eficiente adotar “regras de bolso” e fazer revisões de preços com determinada frequência ou quando algum “gatilho” recomendar (por exemplo, aumento do preço de algum insumo importante acima de determinado patamar).

Adotando uma hipótese menos restritiva, Sheedy (2007) supôs que a probabilidade de reajuste de preços de uma firma está relacionada com a “idade do preço”, ou seja com o tempo decorrido desde a última mudança. Dependendo da especificação entre a probabilidade de reajuste e a idade do preço, ali denominadas *hazard function*, obtém-se tipos diferentes de equação para descrever a dinâmica da inflação.

De forma geral, a *hazard function* é uma sequência de probabilidades  $\{\alpha_i\}$  que obedecem à seguinte fórmula recursiva:

$$\alpha_i = \Lambda + \sum_{j=1}^{\min(i-1, n)} \phi_j * \left( \prod_{k=i-j}^{i-1} (1 - \alpha_k) \right)^{-1} \quad \text{Equação 3}$$

onde

- $\Lambda$  probabilidade básica de alteração de preços (1º período)
- $\phi_i$  parâmetros de controle da inclinação da *hazard function* para os períodos subsequentes
- $n$  ordem de recursividade da *hazard function*

E, impondo a condição de maximização do lucro por parte das firmas, Sheedy (2007) obtém o seguinte modelo para dinâmica inflacionária:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^n \phi_i \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^{n+1} \delta_i E_t[\pi_{t+i}] + \kappa_x mc_t + \varepsilon_t \quad \text{Equação 4}$$

onde

- $\pi_{t-i}$  inflação ocorrida  $i$  períodos atrás
- $E_t[\pi_{t+i}]$  expectativa no período  $t$  da inflação no  $i$ -ésimo período à frente
- $\Phi_i, \delta_i$  coeficientes dependentes dos parâmetros da *hazard function*
- $\varepsilon_t$  ruído branco

Neste modelo, assumindo-se que a probabilidade de reajuste é constante e independente da idade do preço ( $n=0$ ), hipótese semelhante à do modelo de Calvo, tem-se a equação clássica da CPNK, onde a inflação do período só depende da expectativa atual da inflação para o período seguinte e dos custos marginais do período atual.

Por outro lado, se a forma da *hazard function* for linear, de inclinação constante ( $n=1$ ), de forma que a probabilidade de reajuste diretamente proporcional à idade do preço ( $\Lambda + \phi_1 t$ ), pode-se mostrar que a dinâmica da inflação é descrita por:

$$\pi_t = \phi \pi_{t-1} + \beta [1 + (1 - \beta) \phi] E_t[\pi_{t+1}] - \beta^2 \phi E_t[\pi_{t+2}] + \kappa_x mc_t \quad \text{Equação 5}$$

onde

$\pi_{t+2}$	inflação 2 períodos à frente
$E_t (\pi_{t+2})$	expectativa no período t da inflação para o horizonte de dois períodos à frente em função das informações disponíveis no período t-1
$\beta$	fator de desconto intertemporal
$\phi$	inércia inflacionária
$\kappa_x$	parâmetro relacionado com o custo marginal

A existência de um coeficiente negativo associado à expectativa de inflação dois períodos à frente na equação 5 significa que essa expectativa tende a diminuir a inflação atual. Mas por outro lado, é implícito que essa expectativa impactará também a inflação no próximo período. A expectativa de inflação um período à frente em t+1 será algo muito próximo da expectativa de inflação atual dois períodos à frente.

Por último, deve-se salientar que a equação 5 é análoga à proposta por Kozicki e Tinsley (2002) e utilizada por Araújo e Santos (2005). Mas, diferente do modelo de Sheedy, os coeficientes são derivados de um modelo que supõe a existência de fricções no ajuste de preços.

Em seguida, serão resumidos trabalhos recentes que fizeram usos dos modelos acima aplicados ao Brasil os quais se discute acerca da existência ou não da inércia inflacionária, da forma de aproximar os custos marginais das firmas e do tipo de expectativa que deve ser considerada – adaptativa, racional, subjetiva ou derivada da curva de juros de longo prazo.

Bogdanki *et alli* (2000), discorrem sobre as ferramentas que suportam as decisões relacionadas com o sistema de metas de inflação. Operacionalmente, enfatizam a necessidade de se construir um ambiente de simulação através da modelagem dos mecanismos de transmissão entre a política monetária e os preços. O modelo proposto relaciona a inflação atual com a sua trajetória passada, suas expectativas futuras, o hiato do produto nacional e a variação da taxa de câmbio através de três equações, quais sejam:

- I. uma curva IS para descrever a trajetória futura do hiato do produto em função do seu passado, da taxa de juros real e da variação da taxa de câmbio real;
- II. uma curva de Philips, obedecendo à condição de neutralidade no longo prazo, para projetar a inflação em função do seu valor passado, das expectativas dos agentes econômicos, do hiato do produto e da variação da taxa de câmbio nominal;
- III. uma condição de taxa de paridade a descoberto, relacionando o diferencial de taxas de juros externas e domésticas com a expectativa de desvalorização da moeda nacional e a taxa de risco do Brasil.

Araújo e Santos (2005) com o objetivo de avaliar a relevância do componente inercial, analisam a aderência à dinâmica da inflação brasileira do modelo clássico de Calvo e de duas outras especificações alternativas, a curva Híbrida de Philips na forma proposta por Galí e Gertler (1999) e o modelo proposto por Kozicki e Tinsley (2002). Araújo e Santos (2005) utilizam como medida de inflação a evolução mensal dos Índices Gerais de Preços (IGPs) divulgados pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) no período de jan/1995 a dez/2002. E, como *proxy* dos custos marginais reais, é usada a participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional. Concluem que, independentemente da hipótese de economia aberta ou fechada, o componente inercial é elemento importante, tendo um peso na determinação da inflação semelhante ao das expectativas. Quanto ao modelo, verificaram que tanto o modelo clássico de Calvo como a curva Híbrida de Philips são rejeitadas em favor do modelo de Kozicki e Tinsley (2002).

Schwartzman (2006) estuda o comportamento trimestral de três índices de preços derivados do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), cada um deles referentes a um tipo de bem - bens comercializáveis, bens não comercializáveis e bens monitorados – no período de 1997 a 2003, envolvendo assim o período em que houve a troca do regime de política monetária (1999), de âncora cambial para o regime de metas de inflação.

Como medida da expectativa da inflação para o período seguinte utiliza a sua realização efetiva e, para medida da variação do custo marginal real, o índice Utilização da Capacidade da Indústria (UCI), calculado pela FGV-SP. Na modelagem da dinâmica dos preços dos bens não comercializáveis usa o modelo de economia

fechada proposto por Gali e Gertler (1999), e, para os outros dois tipos de bens, utiliza equações *ad-hoc* envolvendo a inflação passada, a expectativa de inflação para o próximo período, variação anual do câmbio real e uma variável *dummy* para controlar a mudança de regime monetário.

Conclui que a utilização do UCI como *proxy* dos custos marginais é uma alternativa melhor do que o hiato do produto no caso dos bens não comercializáveis, não sendo estatisticamente significativa para os preços dos bens comercializáveis. No caso desses, a evolução do câmbio junto com a inércia inflacionária são estatisticamente significantes. Conclui ainda que é possível rejeitar a hipótese de verticalidade de longo prazo da Curva de Philips para o caso dos bens monitorados, mas não para os outros dois tipos de bens.

Fonseca-Neto (2010) avalia a aplicabilidade da formulação de uma equação denominada de “CPNK generalizada” à evolução do IPCA no período 2000/2008. A “CPNK generalizada” é derivada da hipótese de que a frequência de reajuste dos preços em determinado período é proporcional à idade do preço, tempo decorrido desde o último reajuste. Desta forma, a “CPNK generalizada” engloba termos de inflação referentes a períodos anteriores e também vários termos de expectativas à frente.

Como medida das expectativas utiliza os resultados da pesquisa diária do Banco Central do Brasil (BCB) sobre as expectativas dos agentes e, para a medida de custo marginais reais, o hiato do UCI, indicador produzido pela Confederação Nacional da Indústria (CNI), calculado como a razão entre a série dessazonalizada e a sua tendência, calculada através de um filtro Hodrick-Prescott. Utilizando uma técnica de janela temporal móvel para estimar os parâmetros, de modo a avaliar a estabilidade destes, conclui que a persistência inflacionária foi mais importante que as expectativas em quase todo o período. Os choques cambiais tiveram influência relevante na inflação até maio/2006, e a partir de 2007, o hiato da capacidade passou a ter maior importância relativa. Deve-se ressaltar que o melhor modelo de regressão obtido engloba apenas a inflação do mês anterior e expectativa de inflação um mês à frente, configurando um modelo típico da CPNK.

Mais preocupado com a capacidade de previsão de inflação, Chan (2009) testa vários modelos, desde os de séries temporais – Naive, ARIMA, VAR e GARCH – até os estruturais como a CPNK. O conjunto de dados para a estimação dos parâmetros corresponde ao período jun/1999 a set/2008 e utilizou os doze

meses seguintes para calcular o erro de previsão, definido pelo *Root Mean Squared Error* (RMSE) de cada um dos modelos. Conclui que, no curto prazo, os modelos temporais univariados como o Naive e ARIMA tiveram um melhor desempenho do que a CPNK, enquanto que a pior performance foi a do modelo VAR.

Focando na previsão de inflação de curto prazo, Alencar (2006) comparou diversos tipos de modelos de séries temporais – ARIMA, ARCH, EGARCH, ADL e VAR. Utilizando como métrica o erro quadrático médio, conclui que os modelos ARCH e EGARCH eram os melhores para previsões de curto prazo.

Lorthiois (2009) utilizou a metodologia de identificação de modelos de Box-Jenkins para estimar um modelo ARIMA a ser utilizado na previsão de seis meses, ou dois trimestres, à frente. Conclui que o modelo identificado com dados do período 1999 a 2008 apresenta menor erro de previsão do que as expectativas de inflação geradas pelas instituições financeiras.

### 3 SELEÇÃO DE DADOS

Nas próximas subseções são apresentados e discutidos as séries que serão utilizados nas regressões econométricas tais como periodicidade dos dados, a medida de inflação, o levantamento das expectativas de inflação e as *proxies* do custo marginal das firmas.

#### 3.1 PERIODICIDADE DOS DADOS

A escolha da frequência dos dados utilizados é importante em função da existência de atrasos nos mecanismos de transmissão entre as variáveis explicativas e a inflação. Por exemplo, uma frequência mensal proporcionaria um amplo conjunto de dados, mas obrigaria a utilizar diversas defasagens das variáveis explicativas para abranger o tempo de transmissão destas até a inflação. Altas frequências também exacerbam a questão da auto-correlação das variáveis e podem introduzir ruídos nos parâmetros.

Observando as hipóteses utilizadas na derivação das diversas especificações da CPNK, verifica-se que é comum a todas elas o estabelecimento de um período de tempo no qual as firmas têm uma dada probabilidade de reajustar os seus preços. Alguns modelos consideram inclusive que as firmas sempre reajustam os seus preços naquele período, variando a proporção entre as que o fazem de maneira otimizada ou de forma indexada à inflação passada.

Nesse sentido, a utilização de dados mensais implicaria assumir que, no período de um mês, todas as firmas consideram a possibilidade de reajustar os seus preços, o que não condiz com a estabilidade de preços observada na economia nos últimos anos. Por outro lado, utilizar dados anuais certamente elimina os problemas apontados anteriormente, mas reduz muito o tamanho da amostra.

Assim, em função do exposto, optou-se por utilizar dados trimestrais. As séries de IPCA e de expectativas de inflação trimestrais correspondem ao

acumulado dos valores mensais e o PIB efetivo já é divulgado pelo IBGE trimestralmente. Para as outras *proxies* do custo marginal das firmas que têm uma apuração mensal, foi tomada a média aritmética dos valores mensais.

### 3.2 MEDIDAS DE INFLAÇÃO

No Brasil, há vários índices que são utilizados na economia para estimar a inflação. Estes índices são divididos em três grandes grupos: índices ao consumidor, índices gerais e o deflator implícito do PIB. Os índices de preços ao consumidor<sup>3</sup> são baseados em cestas de consumo derivadas de Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) e diferem entre si em relação à cesta de produtos considerada, às regiões pesquisadas, à periodicidade e ao período de coleta de dados.

Os índices gerais de preços registram não só as variações dos preços ao consumidor, bens e produtos finais, mas também as variações de preços de matérias primas e produtos intermediários necessários à produção dos bens finais. Os mais conhecidos índices de preços gerais são os calculados pela Fundação Getúlio Vargas (FGV)<sup>4</sup> e são uma média ponderada do índice de preços no atacado (IPA), ao consumidor (IPC) e da construção civil (INCC) com os pesos 60:30:10 respectivamente.

E, por último, tem-se o índice “Deflator do Produto Interno Bruto” publicado anualmente pelo IBGE a partir dos dados das Contas Nacionais Anuais. É calculado como a razão entre o PIB Nominal e o PIB Real.

Neste trabalho será utilizado o IPCA porque este é a medida de inflação definida pelo CMN para efeitos do cumprimento da meta de inflação (Resolução

---

<sup>3</sup> Os principais são Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), Índice de Custo de Vida (ICV) e Índice de Preços ao Consumidor (IPC-Fipe)

<sup>4</sup> A definição dos índices de preços publicados pela FGV podem ser no link <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=402880811D8E34B9011D92B6160B0D7D>

CMN nº 2615/1999). O objetivo do regime de metas de inflação é manter o poder de compra da moeda para a população em geral e o IPCA, apurado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), corresponde à variação de preços no mês calendário de uma cesta de produtos consumida por famílias residentes nas principais regiões metropolitanas do país, que tenham rendimentos mensais de 1 a 40 salários-mínimos, independentemente do tipo da fonte de rendimentos. A seguir, apresenta-se um gráfico com a evolução IPCA mensal bem como de outros índices ao longo da última década.

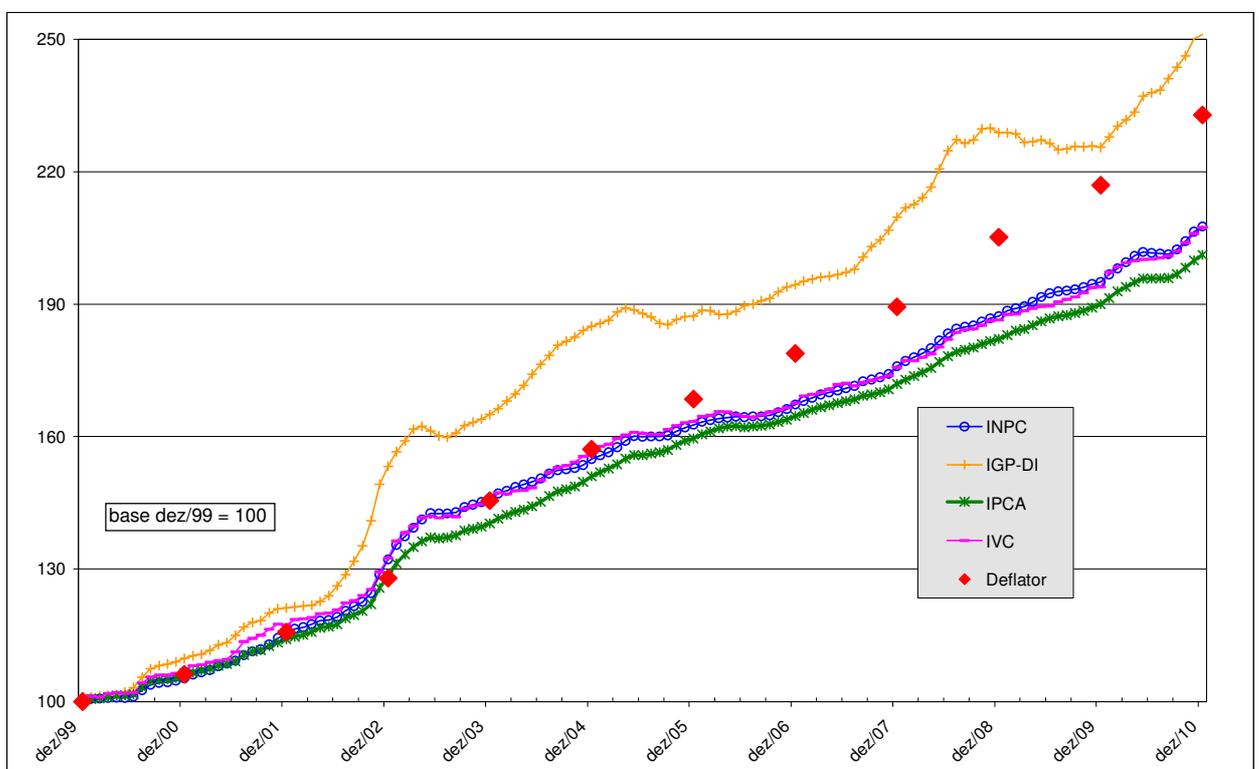


Figura 1 – Evolução de índices de inflação no período 2000-2010

Pode-se ver na Figura 1 que as evoluções do INPC, IPCA e IVC têm trajetórias semelhantes, mas o mesmo não ocorre com o IGP-DI e o Deflator Implícito do PIB. O principal motivo da divergência se deve ao fato do IGP-DI considerar na sua composição índices de preços no atacado (60%), e, portanto, variações de preços de matérias primas e bens intermediários, tornando-o bastante sensível às variações cambiais tais como a ocorrida ao final de 2002.

A mesma questão ocorre com o Deflator do PIB, calculado anualmente pelo IBGE, que reflete não só as variações de preços relacionadas ao consumidor

(famílias), mas também as relacionadas ao investimento em capital fixo praticado pelas firmas e os preços de importação e exportação de produtos.

### 3.3 EXPECTATIVAS

Na formulação da CPNK, as expectativas de inflação das firmas para o período seguinte impactam a inflação no período atual. Há várias abordagens para se levantar estas expectativas, uma das mais comuns, adotada, por exemplo, por Araújo e Santos (2005), é supor que as expectativas são racionais e, na média, estão corretas. Segundo Simonsen (1986), a Hipótese das Expectativas Racionais é baseada em três pressupostos:

- I. os agentes econômicos dispõem do mesmo modelo econômico que descreve o comportamento da economia;
- II. todos os agentes têm o mesmo conjunto de informações que descreve o estado atual da economia;
- III. baseados no modelo e nas informações, os agentes econômicos conseguem antecipar as ações do governo e prever o comportamento futuro da economia.

Considerando que todos os agentes são racionais, e a forma de interpretar as informações é homogênea, todos os agentes convergiriam para as mesmas expectativas. Na formulação das expectativas racionais, supõe-se que, na média, a inflação efetivamente ocorrida será igual à inflação projetada. Por isso, justifica-se a utilização da inflação efetivamente ocorrida como *proxy* para a expectativa de inflação. Eventuais erros de previsão serão frutos de perturbações estocásticas.

Outra possibilidade acerca das expectativas é supor que, embora racionais e maximizadores de lucro, os agentes econômicos são heterogêneos, não utilizando o mesmo modelo ou não dispondendo do mesmo conjunto de informações. Henzel e Wollmershauser (2008) descreveram essa hipótese sob o nome de “expectativas subjetivas”. Nesse caso, devem-se pesquisar as expectativas sobre o

comportamento futuro da economia junto aos agentes econômicos pois não se pode tomar a realização da inflação como *proxy* das expectativas.

No caso do Brasil, o Banco Central do Brasil (BCB) tem um sistema informatizado que coleta diariamente as expectativas das principais instituições financeiras quanto ao comportamento das variáveis econômicas, tais como PIB, índices de preço, taxa de câmbio. Segundo Marques et alli (2003), a pesquisa das expectativas começou em maio/1999 envolvendo cerca de cinquenta instituições financeiras e consultorias. Estas eram contatadas pelo BCB e questionadas acerca das previsões anuais para diversos índices de preços e crescimento do PIB.

Em novembro/2001, a pesquisa evoluiu com a introdução do Sistema de Expectativas de Mercado e o processo de coleta dos dados passou a ser feito através da internet. As instituições participantes podiam atualizar as suas expectativas a qualquer momento com o uso de senhas específicas. Além disso, o número de variáveis pesquisadas aumentou (taxa de câmbio, balanço de pagamentos, etc.) e periodicidades (mensal e trimestral) das expectativas foram introduzidas. A partir dos dados, o sistema é capaz de gerar diariamente estatísticas tais como média, mediana e desvio-padrão dos dados. E para estimular o aprimoramento das previsões por parte das instituições, o BCB criou o *ranking* "Top 5" que é um sistema de classificação das instituições baseado nos acertos no curto, médio e longo prazo.

De acordo com Carvalho *et alli* (2006), em 2006 estavam inscritas no sistema de expectativas mais de 100 instituições, das quais 80 alimentavam o sistema regularmente. As instituições se distribuíam em instituições financeiras (84%), consultorias econômicas (12%) e grandes empresas (4%).

Uma terceira forma de avaliar as expectativas de inflação seria através da curva de juros implícita nas negociações da bolsa de futuros. Pode-se comparar a curva de juros de contratos DI, juros prefixados, com a curva de juros dos contratos baseados em títulos pós fixados indexados ao IPCA como, por exemplo, as Notas do Tesouro Nacional tipo B (NTN-B). A diferença entre elas corresponderia à taxa de inflação. O problema neste método é a escassez de títulos indexados especificamente à inflação para traçar uma curva trimestral.

No presente trabalho, serão utilizado como *proxy* das expectativas de mercado, os dados do Sistema de Expectativas do Banco Central do Brasil pois pretende-se avaliar também a capacidade de predição das diversas formulações da

CPNK para períodos fora da amostra. Assim, não se pode utilizar a realização da inflação como *proxy* das expectativas pois a inflação real do trimestre seguinte não está disponível no momento da previsão.

No Sistema de Expectativas do Banco Central do Brasil (SExp-BCB), os dados de expectativa mensal do IPCA abrangendo vários trimestres à frente estão disponíveis a partir do início de 2002. Para cada dia útil do ano, existe uma distribuição de valores para as expectativas do IPCA provinda de diversas instituições financeiras. Dessa distribuição escolheu-se a mediana por ser mais robusta à presença de *outliers* do que a média.

Em relação ao período de coleta, o ideal seria que se utilizassem dados coletados no final do trimestre anterior, antes do início do trimestre em estudo, de forma a evitar contaminação das expectativas por informações do trimestre. Mas, o dado do IPCA de um dado mês só é publicado pelo IBGE no início do mês posterior. Dessa forma, o IPCA do trimestre anterior só é completamente conhecido no início do trimestre seguinte.

Com o objetivo de avaliar se a nova informação, o IPCA do mês anterior, foi incorporada às expectativas futuras, avaliou-se a variação das previsões em função da publicação do IPCA do mês anterior. Para tanto, pesquisou-se o calendário de divulgação do IPCA no período de 2002 a 2011 (Tabela 1) e o valor das expectativas de IPCA para os meses seguintes, média dos três dias anterior e média dos três dias posteriores à data de publicação.

Tabela 1 – Calendário de divulgação do IPCA pelo IBGE

Ano	IPCA	Divulgação	Ano	IPCA	Divulgação
2002	dez/01	11/jan	2007	dez/06	12/jan
	mar	10/abr		mar	11/abr
	jun	10/jul		jun	06/jul
	set	09/out		set	10/out
2003	dez/02	10/jan	2008	dez/07	11/jan
	mar	10/abr		mar	09/abr
	jun	08/jul		jun	10/jul
	set	08/out		set	08/out
2004	dez/03	14/jan	2009	dez/08	09/jan
	mar	07/abr		mar	08/abr
	jun	09/jul		jun	08/jul
	set	08/out		set	08/out
2005	dez/04	14/jan	2010	dez/09	13/jan
	mar	08/abr		mar	08/abr
	jun	08/jul		jun	07/jul
	set	07/out		set	07/out
2006	dez/05	12/jan	2011	dez/10	07/jan
	mar	07/abr		mar	07/abr
	jun	07/jul		jun	07/jul
	set	06/out		set	07/out

A proposta é verificar se há variação das expectativas para o trimestre corrente e para os dois posteriores em função da publicação do IPCA. Para tanto, regrediu-se a diferença entre os valores, médias dos valores das expectativas anteriores e posteriores à data de publicação das expectativas do IPCA, contra uma constante. Os resultados são mostrados na Tabela 2.

Tabela 2 – Resultado da regressão da variação das expectativas

	Constante	t-stat
Varição Expectativa IPCA para o trimestre t	3.04E-04	4.08
Varição Expectativa IPCA para o trimestre t+1	-4.50E-05	-1.55
Varição Expectativa IPCA para o trimestre t+2	-5.60E-05	-1.24

Pode-se verificar na Tabela 2 que, no nível de significância de 5%, houve variação da expectativa do trimestre corrente. As expectativas para os trimestres seguintes não sofreram variação em função da publicação do IPCA do mês anterior. Mas, como houve variação das expectativas do trimestre corrente, pode-se concluir

que as instituições participantes da pesquisa incorporaram o dado publicado do IPCA e atualizaram as suas previsões.

Assim, dispõe-se agora de duas séries temporais de expectativas:

- I. expectativa do valor do IPCA para o trimestre, denominada  $E_{t-1}$ , coletadas no início do 1º mês do trimestre anterior;
- II. expectativa do valor do IPCA para o trimestre, denominada  $E_{t-2}$ , coletadas seis meses antes.

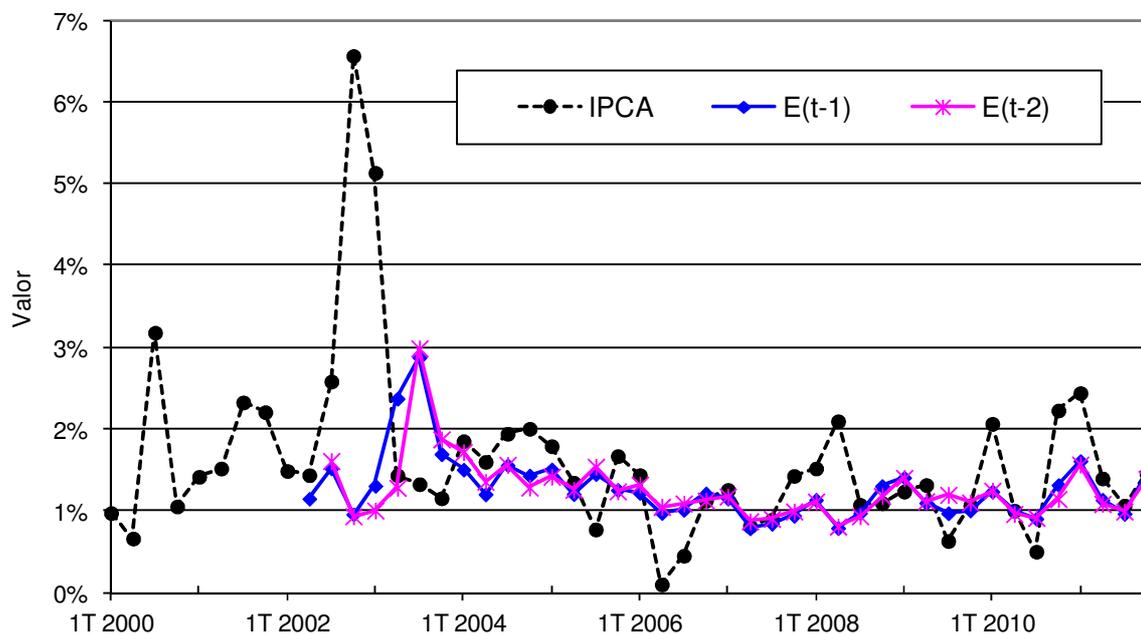


Figura 2 – Evolução do IPCA e das expectativas

Para se utilizar os dados de expectativas coletados, é importante que estes não apresentem viés em relação ao IPCA realizado. Carvalho *et alli* (2006) avaliaram a questão dos vieses e da racionalidade das expectativas de IPCA, coletadas de oitenta instituições entre 1999 e 2004, para o horizonte de três, seis e doze meses. Concluíram que a mediana das expectativas para todos os horizontes poderia ser considerada não-viesada com 90% de confiança, após se considerar a correlação serial dos erros. Kohlsheer (2010) conclui que, no período de janeiro/2002 a abril/2010, não se pode rejeitar a ausência de viés, com 90% de confiança, para as expectativas de um mês à frente.

Assim, considera-se as expectativas para o IPCA nos horizontes de três a seis meses não são viesadas

### 3.4 CUSTO MARGINAL

Na literatura econômica existem diversas propostas de *proxy* para estimar a variação de custo marginal das firmas. Por exemplo, em seu artigo, Calvo (1983) utiliza as variações da estimativa do hiato do produto como *proxy* da variação do custo marginal das firma enquanto que Gali & Gertler (1999) propõem que a variação do custo marginal real seja mensurada pela variação do custo unitário real do trabalho, definido como o custo do trabalho para produzir uma unidade do bem. Henzel & Wollmershauser (2008) compararam tanto a variação do hiato do produto como do custo real do trabalho como *proxy* do custo marginal real na CPNK para vários países na Zona do Euro e EUA, mas não conseguiram concluir qual era mais significativa. Para países como a França, Alemanha e para a Zona do Euro como um todo, o custo real do trabalho foi estatisticamente significativo no nível de 5% e os coeficientes associados ao hiato do produto foram estatisticamente insignificantes. No caso do Reino Unido ocorreu o contrário, somente o hiato do produto foi significativo. E para os EUA, nenhum deles foi estatisticamente significativo.

Nas pesquisas sobre a dinâmica inflacionária brasileira, também não há uma unanimidade na apuração do custo marginal das firmas. Bogdanki *et alli* (2000) assim como Freitas e Muinhos (2001) utilizam a estimativa do hiato do produto. Minella *et alli* (2003) utilizam a taxa de desemprego e Fonseca-Neto (2010), o hiato da capacidade de utilização da capacidade industrial. Já Araújo e Santos (2005) utilizaram a participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional como aproximação do custo unitário real do trabalho.

Na presente pesquisa, além comparar especificações da CPNK e duas versões híbridas, também se pretende avaliar a performance de algumas variáveis econômicas como *proxies* da variação do custo marginal das firmas.

Nas seções que se seguem, discutiremos as seguintes *proxies* para a variação do custo marginal das firmas: hiato do produto, taxa de desemprego, índice de utilização da capacidade industrial e a participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional.

### 3.4.1 Hiato do produto

O hiato do produto, definido como sendo a diferença entre o valor do PIB efetivo e o PIB potencial, é difícil de ser calculado, pois o PIB potencial não é constante no tempo nem é observável. A taxa de crescimento do PIB potencial corresponderia ao máximo valor de crescimento do PIB no longo prazo que não causaria pressões inflacionárias.

Dada uma série histórica de valores do PIB, há duas técnicas para se extrair o valor do PIB potencial e, em seguida, calcular o hiato do produto. A primeira técnica consiste na aplicação de técnicas estatísticas, basicamente filtros, de forma a decompor a série histórica em duas componentes: uma estrutural e outra conjuntural (cíclica). O filtro mais conhecido é o Hodrick-Prescott (HP), que busca calcular os valores do PIB potencial que minimizam a volatilidade da variável e também os ciclos. Outros exemplos de filtros são os denominados “filtros de banda” que extraem a componente cíclica da série de crescimento do PIB assumindo que este componente está restrito à frequência de 6 a 32 trimestres (Matos 2010), ou o filtro de Kalman.

A outra técnica consiste em supor a existência de uma função de produção e que o crescimento do PIB potencial é determinado pelo acúmulo dos fatores de produção e pela evolução da produtividade total dos fatores. Areosa (2008) propôs um método que combina as duas técnicas descritas anteriormente utilizando uma função de produção na qual os filtros HP são utilizados para estimar a capacidade instalada máxima e a taxa de desemprego mínima que não produzem aceleração da inflação.

Matos (2010) compara o desempenho de variadas técnicas de estimativa do hiato do produto para verificar qual das medidas gera o menor erro de predição no período de 1999-2010 para a inflação brasileira calculada a partir de uma curva de Phillips. As medidas de hiato são filtro HP, filtro Cristiano-Fitzgerald, função de produção com os fatores corrigidos pelas taxas de desemprego e utilização da capacidade industrial e, por último, um modelo desenvolvido pela Fundação Getúlio

Vargas (FGV) que também utiliza uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, mas, ao invés da taxa de desemprego, usa o total de horas trabalhadas obtidas da Pesquisa Mensal de Emprego e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), ambas do IBGE. Conclui que, para predições de um e dois trimestres à frente, o menor erro é o do hiato gerado pelo modelo da FGV, seguido pelo hiato calculado com o filtro HP.

Portanto, em função dos bons resultados, da simplicidade matemática e da ampla utilização, este trabalho utilizará o filtro HP para calcular o hiato do produto. Como valor para o parâmetro de amortecimento ( $\lambda$ ), regulagem da sensibilidade do filtro HP às flutuações de curto prazo, será utilizado o valor de 1600, recomendado para series trimestrais. A série histórica do PIB a ser utilizada é publicada pelo IBGE e corresponde à série encadeada do índice de volume trimestral com ajuste sazonal (Tabela 1621). A Figura 3 mostra a serie histórica citada e o PIB potencial calculado com o filtro HP.

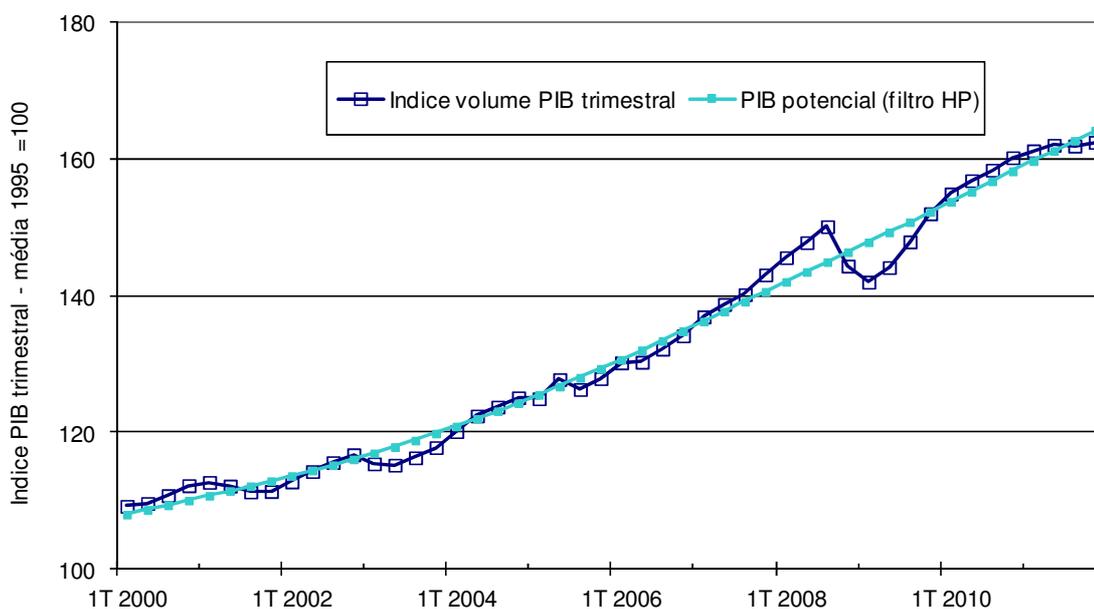


Figura 3 – Evolução do PIB e PIB potencial correspondente

Calculando o crescimento anualizado do PIB potencial a partir dos dados da Figura 3, obtém-se o gráfico mostrado na Figura 4. Nesta figura pode-se perceber que no período 2006-2008 o PIB potencial cresceu a uma taxa anual de 4.3% e, nos anos seguintes, houve uma redução do crescimento do PIB potencial. Em 2011, o crescimento do PIB potencial calculado pelo filtro HP reduziu-se para 3.7% ao ano.

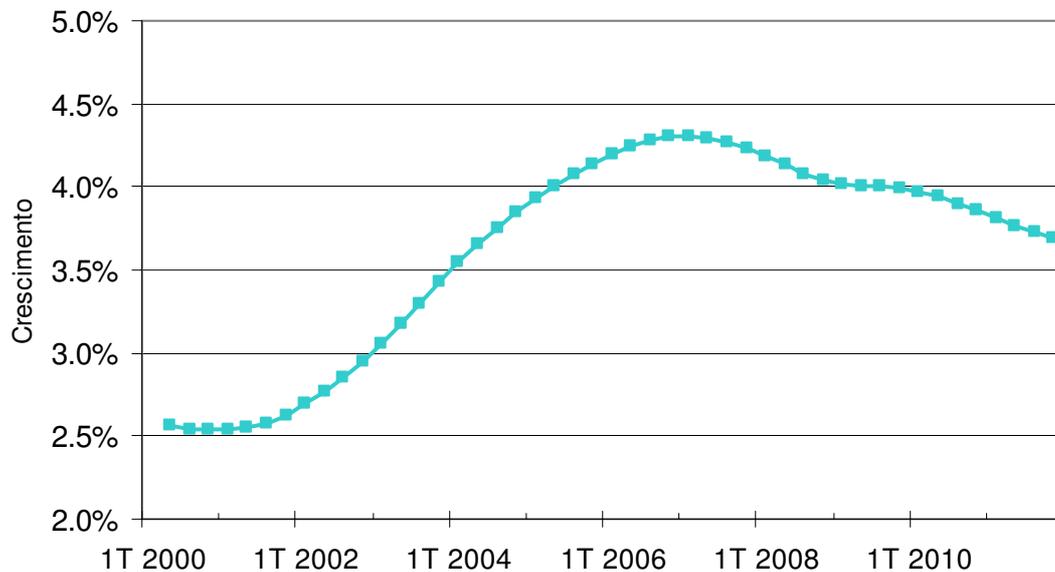


Figura 4 – Crescimento anualizado do PIB e do produto potencial, calculado com o filtro HP

Estes valores estão bem próximos dos calculados por Barbosa Filho (2011) – crescimento máximo do PIB potencial de 4.4% seguido de uma redução estimada para 3.8% em 2011. Barbosa Filho (2011) utiliza uma metodologia baseada em função de produção e estimativas de evolução do capital físico, humano e produtividade total dos fatores no período de 1995-2010. De acordo com o autor, a recente queda da velocidade de crescimento do PIB potencial é função do menor espaço para o crescimento das horas trabalhadas devido à baixa taxa de desemprego, aliada à redução recente da velocidade de crescimento da produtividade total dos fatores.

### 3.4.2 Taxa de desemprego

A curva de Philips clássica é uma relação inversa entre a inflação e a taxa de desemprego. Assim, alguns autores propõem a utilização desta taxa como *proxy* dos custos marginais porque, à medida que cai a taxa de desemprego, há maior espaço para maiores demandas salariais, o que implica custos mais elevados para as firmas. Além disso, os trabalhadores contratados num contexto de baixo desemprego tendem a ser menos qualificados, o que leva a uma redução adicional da produtividade marginal de trabalho. Assim, uma redução da taxa de desemprego corresponderia a aumento dos custos marginais reais das firmas.

A série histórica utilizada é a média trimestral da taxa mensal de desemprego nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre) medida pelo IBGE, utilizando a nova metodologia introduzida em outubro/2001, e dessazonalizada (algoritmo Census X-12 do E-views).

Para a utilização econométrica da taxa de desemprego, foi testado o valor nominal da taxa e também a sua variação percentual. Ao longo do período analisado, a taxa de desemprego caiu de 12.1% para 5.7%, mais de 50% de redução em relação ao valor inicial. Assim, um decréscimo de 0,5% numa situação de alto desemprego, por exemplo, 12%, não tem o mesmo impacto nos custos marginais do que a mesma variação quando a taxa está em torno de 5%. A figura seguinte expõe visualmente este argumento num exemplo hipotético em que a taxa de desemprego cai 0.5 ponto percentual a cada período.

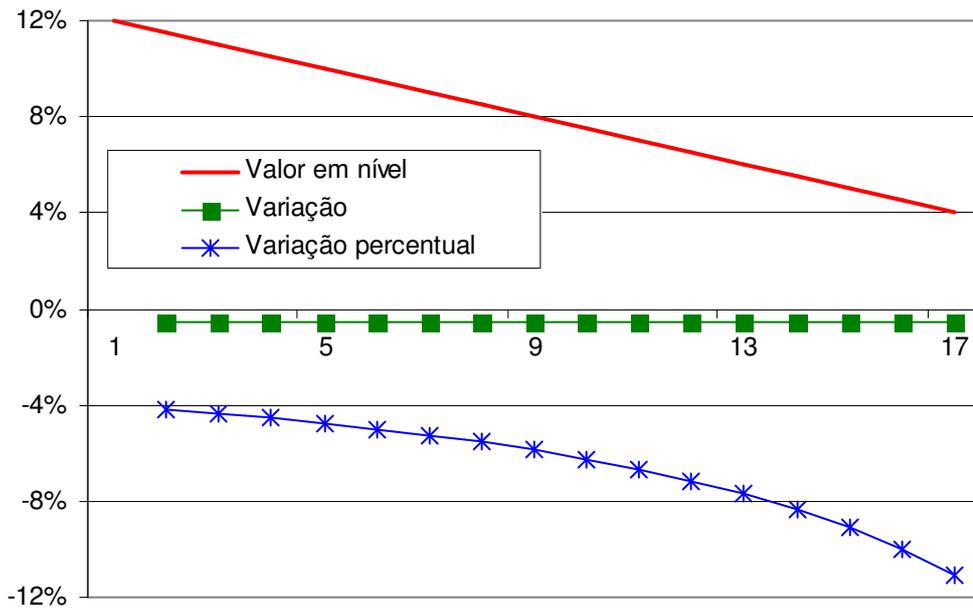


Figura 5 – Exemplo: Comparação da variação da taxa de desemprego com a diferença percentual

E na Figura 6 tem-se a taxa de desemprego e a respectiva diferença percentual.

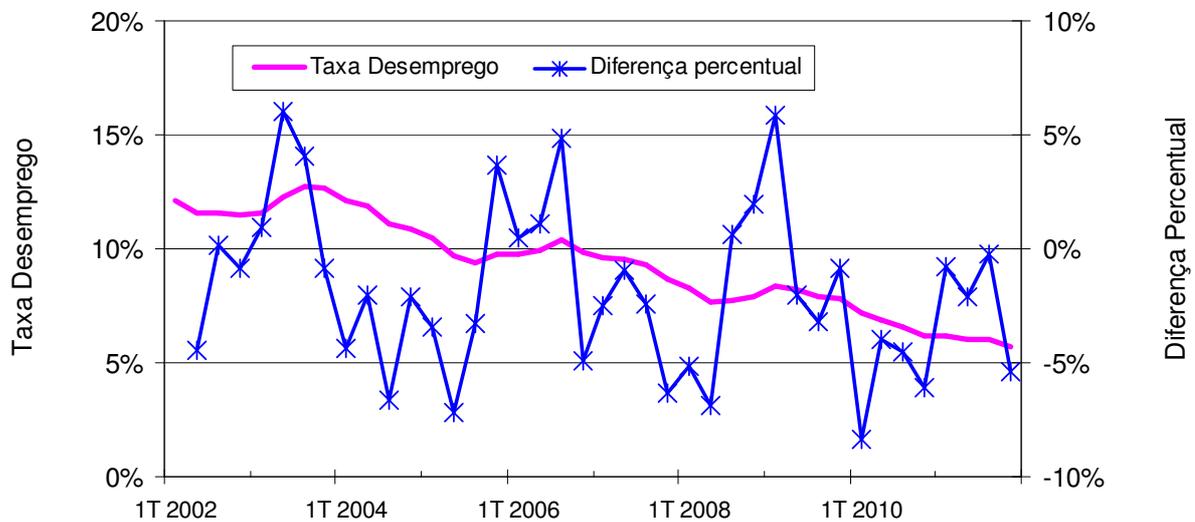


Figura 6 – Taxa de desemprego e a sua diferença percentual

### 3.4.3 Índice de utilização da capacidade industrial

Considerando a lei dos rendimentos decrescentes típica dos processos de produção, pode-se pensar em utilizar algum índice relacionado com a utilização da capacidade industrial como *proxy* da variação dos custos reais marginais. Para esta finalidade, escolheu-se o índice de Utilização da Capacidade Industrial (UCI), apurado pela FGV nas principais regiões metropolitanas do Brasil. Como este índice tem periodicidade mensal, utilizou-se a média aritmética dos índices mensais como sendo o valor representativo do trimestre

Na Figura 7 compara-se o comportamento da taxa de desemprego e da utilização da capacidade industrial. Pode-se verificar que as duas variáveis têm comportamentos opostos - quando a economia se aquece, cai a taxa de desemprego e sobe a taxa de utilização da capacidade industrial.

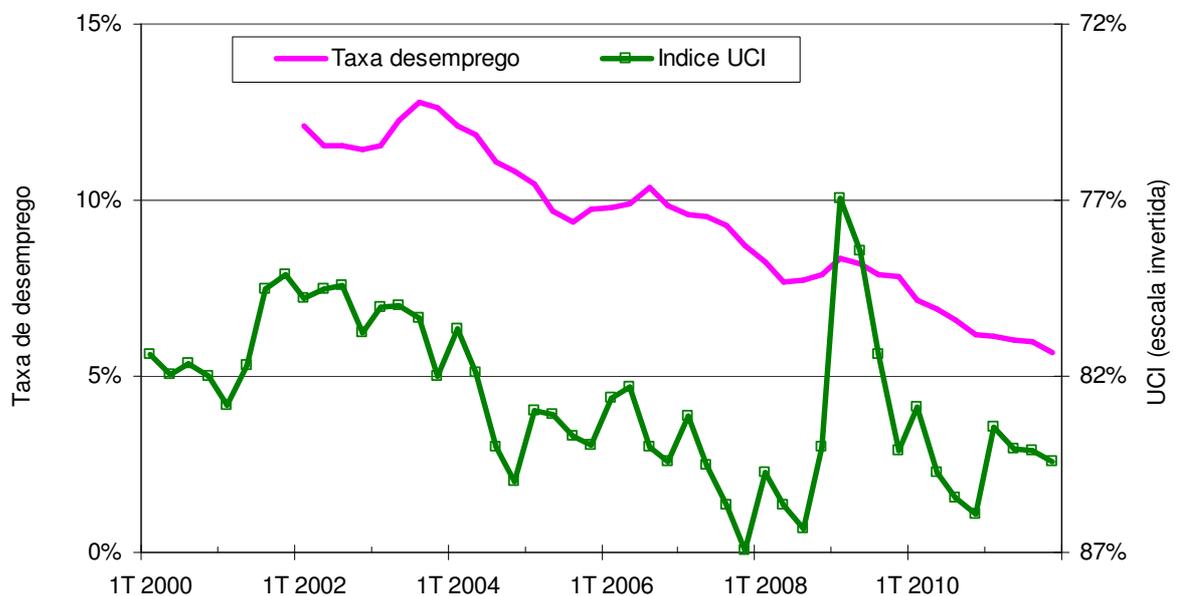


Figura 7 – Evolução da taxa de desemprego e da utilização da capacidade industrial

#### 3.4.4 Participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional

Uma possível medida do custo marginal real das firmas, relacionada com o impacto do custo do trabalho, é a participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional, aproximada aqui pelo valor do Produto Interno Bruto. À semelhança do Índice de Custo Unitário do Trabalho (CUT), utilizado por Gali e Gertler (1999), este índice relaciona a evolução nominal da massa salarial dos trabalhadores brasileiros com o crescimento da economia. Do ponto de vista das firmas um aumento da participação da massa salarial na renda nacional, seja por queda de produtividade do trabalho ou por aumentos reais de salário, corresponde a um aumento dos custos marginais reais das firmas, supondo que a remuneração do capital não tenha se alterado.

Uma *proxy* deste valor poderia ser calculada utilizando dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE. Num primeiro passo é calculada a massa salarial, produto do número de pessoas (ocupadas e remuneradas) pelo rendimento nominal médio efetivamente recebido no trabalho principal. O número de pessoas ocupadas e remuneradas é obtido da Tabela 2056 / IBGE que corresponde às pessoas de 10 anos de idade ou mais, ocupadas, por posição no trabalho principal, na semana de referência deduzidas daquelas que exercem trabalho não remunerado. O rendimento nominal corresponde ao rendimento médio real do trabalho principal, efetivamente recebido pelas pessoas, com 10 anos ou mais de idade, ocupadas no trabalho principal na semana de referência (Tabela 2182 / IBGE). Em seguida, os valores mensais da massa salarial são agregados trimestralmente e divididos pelo valor do PIB trimestral publicado pelo IBGE (Tabela 1846 / IBGE).

Em seguida, o resultado, em percentual do PIB e com periodicidade trimestral, é dessazonalizado de acordo com a metodologia de Census X-12. (programa E-views). A serie resultante é mostrada na Figura 8.

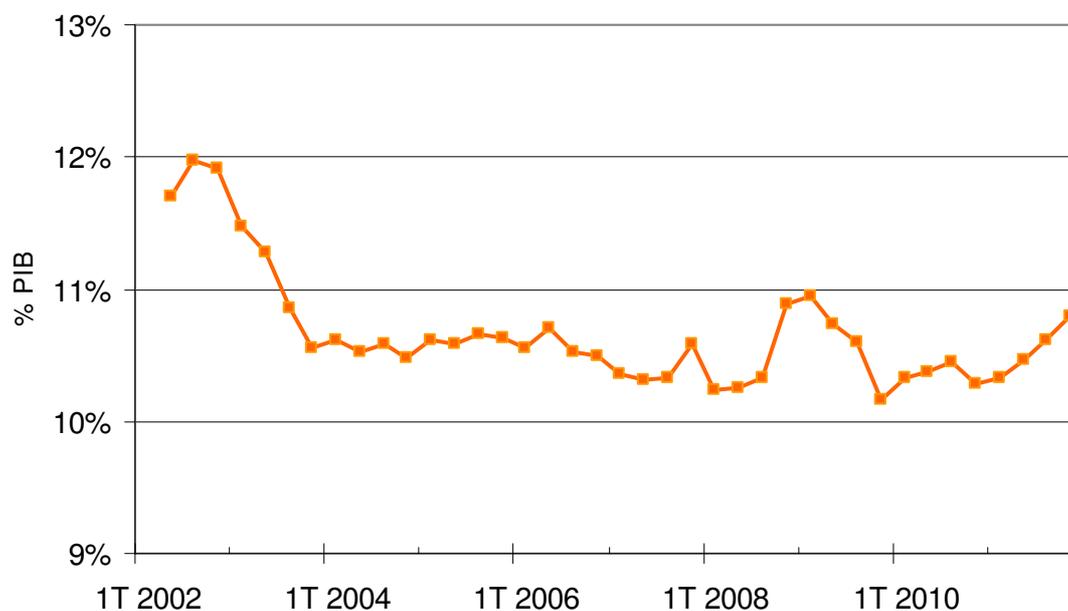


Figura 8 – Evolução da participação da renda do trabalho, em 6 regiões metropolitanas, na renda nacional

Embora o valor da *proxy* seja substancialmente muito menor do que o valor apontado pelo IPEA (2008), de 43.4% em 2009, para a participação dos rendimentos do trabalho no PIB brasileiro, deve-se ressaltar que o importante para esta pesquisa é a evolução do índice, não o seu valor em nível. De toda a forma, a diferença decorre da utilização do PIB nacional em vez do PIB referente às seis regiões metropolitanas e da não contabilização dos gastos dos benefícios sociais, tais como pensões e aposentadorias, Seguro Desemprego, Abono Salarial e Bolsa Família, como renda do trabalho porque não são pagos diretamente pelas firmas.

### 3.5 CÂMBIO

Para testar o efeito do câmbio como variável explicativa utilizou-se a variação do câmbio nominal. Como o repasse da variação nominal para os preços internos pode-se dar com defasagem, testaram-se diferentes alternativas para expressar a variação cambial. Considerando um período de 1 a 3 trimestres, criaram-se variáveis calculadas a partir da média geométrica referente do número de períodos

considerados de forma a concentrar o efeito das defasagens distribuídas em um único coeficiente.

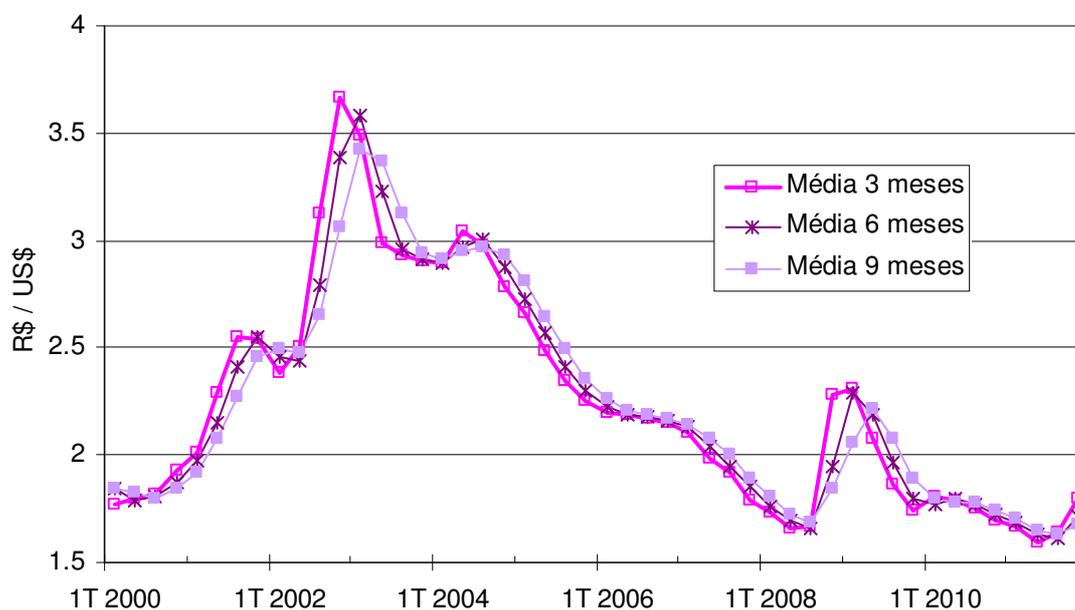


Figura 9 – Evolução das cotações médias (R\$ / US\$)

### 3.6 RESUMO DOS DADOS

Tabela 3 – Resumo dos dados utilizados

	Data inicial	n	Mediana	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
IPCA	1T 2000	48	1.4%	1.6%	1.1%	0.1%	6.6%
Expectativa (t-1)	1T 2002	40	1.3%	1.4%	0.5%	0.6%	3.6%
Expectativa (t-2)	1T 2002	40	1.2%	1.3%	0.4%	0.8%	2.9%
PIB trimestral (número índice)	1T 2000	48	129	132	17	109	162
Massa salarial / PIB	2T 2002	39	10.6%	10.7%	0.4%	10.2%	12.0%
Taxa desemprego	4T 2001	41	9.6%	9.4%	2.1%	5.7%	12.8%
Diferença percent. taxa desemprego	1T 2002	40	-2.1%	-1.8%	3.6%	-8.4%	6.0%
Utilização Capacidade Industrial	1T 2000	48	82.9%	82.7%	2.3%	76.9%	87.0%
Cambio 3 meses	1T 2000	48	2.16	2.24	0.52	1.60	3.67
Cambio 6 meses	1T 2000	48	2.15	2.24	0.51	1.62	3.58
Cambio 9 meses	1T 2000	48	2.11	2.24	0.50	1.63	3.42

## 4 ECONOMETRIA

Com intuito de reduzir os problemas de heterocedasticidade nas regressões econométricas, utilizou-se o logaritmo das series. Desta forma, as estimativas serão menos sensíveis a observações extremas pois a transformação logarítmica produz um estreitamento considerável na amplitude dos valores das variáveis (Wooldridge, 2006). As series foram transformadas da seguinte forma:

Tabela 4 – Resumo das transformações das variáveis

Variável (x)	Transformação	Nome Variavel
IPCA	$\log(1+x)$	lipca
Expectativa (t-1)	$\log(1+x)$	lexp1t
Expectativa (t-2)	$\log(1+x)$	lexp2t
Hiato do PIB	$\log(x / \text{PIB pot})$	lgap
Massa salarial / PIB	$\log(x)$	lmspib
Taxa desemprego	$\log(x)$	ltxdes
Diferença percent. taxa desemprego	$\log(1+x)$	lvartxdes
Utilização Capacidade Industrial	$\log(x)$	luci
Cambio 3 meses	$\log(x)$	ltx3m
Cambio 6 meses	$\log(x)$	ltx6m
Cambio 9 meses	$\log(x)$	ltx9m
Diferença percent. Cambio 3 meses	$\log(1+x)$	lvartx3m
Diferença percent. Cambio 6 meses	$\log(1+x)$	lvartx6m
Diferença percent. Cambio 9 meses	$\log(1+x)$	lvartx9m

### 4.1 ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DE DADOS

Para avaliar a estacionariedade das séries, aplicou-se o teste de raiz unitária de Dickey Fouley Aumentado (ADF) cujos resultados são mostrados na Tabela 5. Como o número de observações é pequeno, abaixo de 50, para a determinação do número de defasagens no teste ADF utilizou-se o critério de “Akaike modificado”.

Tabela 5 – Resultados do teste ADF para raiz unitária

Variáveis	ADF		
	Modelo	Defasagens	Probabilidade.
IPCA	C	3	<b>14%</b>
E(t-1)	C	5	6%
E(t-2)	C	5	<b>11%</b>
HiatoPIB	-	0	0.6%
TxDesemprego	C,T	0	<b>40%</b>
VarPerTxDesemp	C	0	0.1%
UCI	C,T	5	<b>47%</b>
MassaSalarialPIB	C,T	0	0.3%
Cambio_3m	C,T	2	<b>22%</b>
Cambio_6m	C,T	4	<b>19%</b>
Cambio_9m	C,T	3	<b>18%</b>

Da observação da Tabela 5, pode-se rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária, no nível de significância estatística de 10%, para a expectativa de inflação, de um trimestre à frente, do hiato do produto, da variação percentual da taxa de desemprego e da participação da renda do trabalho na renda nacional. Para as demais variáveis não foi possível rejeitar a existência de raiz unitária, talvez em função de limitações do teste ADF, tamanho pequeno das series de dados ou por realmente existir uma raiz unitária nas séries. Por exemplo, Maia & Cribari-Neto (2006) utilizando técnicas de regressão quantílica, que são mais robustas do que os modelos clássicos baseados em mínimos quadrados no tratamento de séries com caudas pesadas, demonstraram que a dinâmica da inflação brasileira é globalmente estacionária.

Para testar se a impossibilidade de rejeição da raiz unitária se deve a limitações do teste ADF, aplicou-se o teste Philips-Perron (PP) que é mais robusto do que o teste ADF na presença de eventual autocorrelação serial e heterocedasticidade nos dados. Na aplicação do teste PP é necessário estimar o resíduo da função de densidade espectral autoregressiva, na frequência zero (estado estacionário), e, para tanto, escolheu-se o algoritmo de “Barlett kernel” com

escolha da largura de banda pelo critério de Andrews. Os resultados estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Resultados do teste PP para raiz unitária

Variáveis	PP		
	Modelo	Bandwith	Probabilidade
IPCA	C	1.6	0.2%
E(t-2)	C	0.7	0.2%
TxDesemprego	C,T	3.2	<b>47%</b>
UCI	C,T	2.1	8.7%
Cambio_3m	C,T	3.5	<b>34%</b>
Cambio_6m	C,T	5.0	<b>38%</b>
Cambio_9m	C,T	6.3	<b>22%</b>

Verifica-se na Tabela 6 que com o teste Philips-Perron pode-se rejeitar a hipótese de raiz unitária para o IPCA, a expectativa de inflação, dois trimestres à frente e para a Utilização da Capacidade Industrial (UCI). Em relação à taxa de desemprego e às cotações cambiais médias de três, seis e nove meses nada se pode afirmar.

#### 4.2 ESTIMATIVA ECONOMÉTRICAS

Os métodos frequentemente utilizados para estimativa de parâmetros são o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Mínimos Quadrados Ordinários em Dois Estágios (MQ2E) e o Método dos Momentos Generalizado (MMG). Os dois últimos métodos são utilizados nas situações em que há endogeneidade das variáveis explicativas. Este não é o caso deste trabalho porque as possíveis fontes de endogeneidade, como tomar a realização da inflação como a sua expectativa e o uso do câmbio contemporâneo, não foram utilizadas. Assim, a estimativa será feita com base no MQO, utilizando o estimador de variância de Newey & West, por ser consistente com a presença de eventual autocorrelação e heterocedasticidade.

#### 4.2.1 Estimativa do modelo CPNK (Calvo (1983))

A equação derivada por Calvo (1983) tem a seguinte forma:

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \kappa mc_t + \varepsilon_t \quad \text{Equação 6}$$

Ao se analisar o gráfico da evolução do IPCA trimestral ao longo do período 2002-2010 (Figura 10), pode-se observar que no último trimestre de 2002 e no primeiro de 2003 houve um pico atípico na inflação trimestral. A causa desta atipicidade foi a remarcação de preços preventiva em virtude do resultado da eleição presidencial de 2002 e a incerteza quanto à condução futura da política monetária. Para controlar esta atipicidade, pode-se utilizar *dummies* para estes dois trimestres ou restringir a amostra a partir do 3º trimestre de 2003.

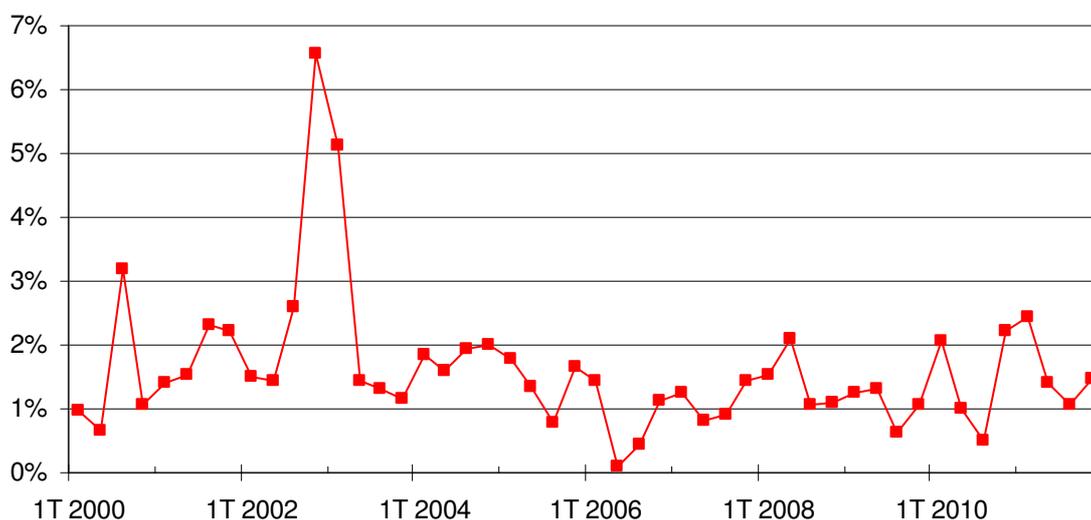


Figura 10 – Evolução do IPCA no período 2002-2011

Para avaliar o impacto da utilização destas *dummies*, regrediu-se a Equação 6 utilizando o hiato do PIB como *proxy* da variação do custo marginal real e dados de dois períodos, 2002-2011 e de 2003T3-2011T4. Os dois resultados estão

apresentados na Tabela 7. As variáveis Q1 Q2 e Q3 representam *dummies* sazonais referentes ao 1º, 2º e 3º trimestres.

Tabela 7 – Comparação do resultado da regressão considerando duas datas diferentes para o início da amostra

Variável	Período 2003 T3 - 2011 T4		Período 2002 - 2011	
	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio padrão
$\beta$	1.058 *	0.082	0.948 *	0.118
$\kappa$	0.120 *	0.043	0.151 **	0.060
Q1	0.006 *	0.001	0.007 *	0.001
Q2	0.000	0.002	0.000	0.002
Q3	-0.004 **	0.002	-0.001	0.003
D2002 T4	x	x	0.050 *	0.002
D2003 T1	x	x	0.023 *	0.002
R2 ajustado	0.45		0.78	
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (p-value)	46%		33%	

\* coeficiente estatisticamente significativo a 1%

\*\* coeficiente estatisticamente significativo a 5%

Pode-se verificar que a mera presença das *dummies* referentes aos dois trimestres de inflação atípica altera muito as estatísticas relacionadas com a qualidade do ajuste e levam diferentes valores dos coeficientes (especificamente no caso do parâmetro  $\beta$  pode-se rejeitar a hipótese nula de que o valor do parâmetro é igual nos dois modelos com significância estatística de 1%). Então, considerando que o objeto deste trabalho não é explicar o período de inflação atípica e que estes dados estão no início da série, escolheu-se realizar as regressões e as comparações considerando o período do 3º trimestre de 2002 ao último de 2011, mesmo à custa de uma menor qualidade do ajuste.

No passo seguinte, utilizando-se então dados do período 2003T3-2011T4, incluiu-se no modelo uma variável relacionada com a taxa cambial e testaram-se diversas variáveis para tentar captar o efeito cambial. O resultado dos testes está exposto na Tabela 8 na qual são visualizados somente os coeficientes relacionados com o efeito cambial e  $R^2$  da regressão. Pode-se observar na tabela que a variável cambial que melhor ajuda a explicar o IPCA no modelo de Calvo é a variação percentual da média trimestral do câmbio, dois trimestres antes.

Tabela 8 – Modelo de Calvo: avaliação das variáveis relacionadas com o câmbio

Proxy Efeito Cambial	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	R <sup>2</sup>
LTX3M(-1)	0.0032	(0.0031)	1.02	0.53
LTX3M(-2)	0.0028	(0.0021)	1.30	0.53
LTX6M(-1)	0.0030	(0.0026)	1.15	0.53
LTX6M(-2)	0.0019	(0.0021)	0.87	0.53
LVARTX3M(-1)	-0.0023	(0.0087)	-0.26	0.52
<b>LVARTX3M(-2)</b>	<b>0.0180</b>	<b>** (0.0081)</b>	<b>2.21</b>	<b>0.57</b>
LVARTX6M(-1)	0.0133	(0.0131)	1.02	0.54

\* coeficiente estatisticamente significativo a 1%

\*\* coeficiente estatisticamente significativo a 5%

Em seguida, utilizando-se dados do período 2003T3-2011T4 e adicionando à Equação 1 a variável correspondente à variação cambial percentual de dois trimestres antes, regrediu-se o modelo de Calvo testando-se cinco *proxies* para a variação do custo marginal real das firmas: o hiato do produto, a variação da massa salarial, a taxa de desemprego, a variação percentual da taxa de desemprego e a variação da capacidade utilizada na indústria.

Para avaliar a eventual existência de uma correlação serial entre os erros, e a consequente violação de uma das hipóteses do método OLS, aplicou-se o teste de Breusch-Godfrey para a correlação serial (até quatro períodos) cujo resultado está exposto na parte inferior da Tabela 9 e mostra que a hipótese de inexistência de correlação serial não pode ser rejeitada no nível de 5%.

A observação da Tabela 9 mostra ainda que existe um comportamento sazonal em relação aos trimestres do ano, expressado na forma de *dummies*. Observa-se que, no período avaliado, a inflação do 1º trimestre (*dummy* “Q1”) é em média 1% superior à do último trimestre do ano. E o 3º trimestre (*dummy* “Q3”) é o de menor inflação, em média -0.7% do que a do 4º trimestre do ano. A inflação do 2º trimestre não apresenta diferença sazonal estatisticamente significativa em relação ao último trimestre do ano.

Tabela 9 – Regressão do modelo de Calvo com diferentes *proxies* para o custo marginal real

Regressor	Proxy Custo Marginal				
	LGAP	LMSPIB	LTXDES	LVARTXDES	LUCI
Expectativa	1.128 *	0.806 *	0.799 *	0.970 *	1.412 *
Desvio-padrão	(0.077)	(0.265)	(0.244)	(0.114)	(0.296)
Custo marginal	0.148 *	<b>-0.002</b>	-0.002	-0.050 **	0.031
Desvio-padrão	(0.032)	<b>(0.001)</b>	(0.001)	(0.019)	(0.022)
Q1	0.006 *	0.005 *	0.005 *	0.006 *	0.009 *
desvio-padrão	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
Q2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
Desvio-padrão	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
Q3	-0.004 **	-0.004 **	-0.004 **	-0.003 ***	-0.003
Desvio-padrão	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Variação percentual da média trimestral do câmbio 6 meses antes	0.0180 **	0.0064	0.0060	0.0069	0.0093
Desvio-padrão	(0.0081)	(0.0083)	(0.0084)	(0.0070)	(0.0093)
R <sup>2</sup>	0.57	0.40	0.41	0.51	0.42
R <sup>2</sup> ajustado	0.49	0.29	0.30	0.42	0.31
Teste de correlação serial Breusch-Gofrey	4.45	5.19	5.06	5.06	5.94
Valor crítico (5%)	9.49	9.49	9.49	9.49	9.49
<i>p-value</i>	35%	27%	28%	10%	20%

\* coeficiente estatisticamente significante a 1%

\*\* coeficiente estatisticamente significante a 5%

\*\*\* coeficiente estatisticamente significante a 10%

Em relação ao impacto do câmbio na inflação, os resultados das regressões se mostraram coerentes com a teoria econômica, ou seja, uma variação positiva (desvalorização) provoca um aumento da inflação *ceteris paribus*, embora o nível de significância estatística de 5% só seja atingido no caso da *proxy* “Hiato do produto”. Nos outros casos, o valor da estatística t é muito inferior à unidade indicando que, provavelmente, o coeficiente relacionando a esta variável é nulo.

Em relação às *proxies* dos custos marginais, verifica-se que todas têm o seu sinal coerente com a teoria econômica com exceção da participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional (LMSPIB). Isso pode ter ocorrido neste trabalho porque a *proxy* desta variável foi calculada somente com dados das seis principais regiões metropolitanas ou porque estas variações foram pequenas ao longo do período estudado. Segundo IPEA (2008), a participação do trabalho na

renda nacional cresceu apenas 1%, passando de 42.4% para 43.4%, no período de 2002 a 2009.

Das outras *proxies* do custo marginal, a que se mostrou com a melhor significância estatística foi a calculada em função do hiato do PIB (*p-value* menor do que 1%), seguida da *proxy* relacionada com a variação percentual da taxa de desemprego, LVARTXDES (*p-value* menor do que 5%).

As regressões utilizando estas duas *proxies* são as que mostram melhor ajuste ao conjunto de dados de acordo com a estatística “R<sup>2</sup>” – valores em torno de 0.5-0.6. Em relação ao valor do coeficiente  $\beta$ , coeficiente relacionado com a expectativa de inflação para o próximo período, destacam-se as regressões com a *proxy* “Hiato do Produto” e “Utilização da Capacidade Industrial” pois o seu coeficiente é maior do que um. Mesmo se considerado os desvios-padrão, o coeficiente é maior do que a unidade no nível de confiança de 94%.

De acordo com a formulação de Calvo (1983), o coeficiente  $\beta$  representa o fator de desconto intertemporal das firmas e para que a inflação não tenha uma dinâmica explosiva, esse coeficiente deve ser menor do que a unidade. Araújo & Santos (2006) obtiveram um valor em torno de 0.72 para o fator de desconto intertemporal quando analisaram os índices de preços brasileiros IGP-M, IGP-DI, IGP-OC e IGP-10. E Henzel & Wollmershäuser (2008) obtiveram valores entre 0.82 e 1.05 para o fator de desconto intertemporal dependendo do país estudado – Europa, França, Alemanha, Reino Unido Itália e EUA.

Em relação à regressão com as *proxies* relacionadas com a taxa de desemprego e utilização da capacidade industrial, verifica-se que o grau de ajuste, mensurado em termos de R<sup>2</sup>, é em torno de 0.4 e os coeficientes relacionados com o custo marginal não têm significância estatística abaixo de 10%.

#### **4.2.2 Estimativa do modelo ROT (Gali & Gertler (1999))**

A equação modificada em relação a Calvo (1983) apresenta um termo relacionado com a inflação no período anterior, conforme se pode notar na Equação 7.

$$\pi_t = \alpha^f E[\pi_{t+1}] + \alpha^b \pi_{t-1} + \kappa' mc_t + \varepsilon_t \quad \text{Equação 7}$$

Neste modelo, há uma discussão acerca da necessidade da imposição da condição verticalidade da curva de Philips no longo prazo. Isto seria traduzido pela imposição de que a soma dos coeficientes relacionados com a inflação passada e a expectativa futura seja igual à unidade. Inicialmente, optou-se por não impor tal condição, mas testá-la para avaliar a plausibilidade do modelo.

Na Tabela 10, estão mostrados os resultados das regressões. Novamente aqui se verifica o padrão sazonal descrito na seção dedicada ao modelo de Calvo e que a variável relacionada com a taxa de câmbio só possui significância estatística no caso em que a *proxy* do custo marginal é o hiato do produto (*p-value* inferior a 5%).

Observa-se também na Tabela 10 que o modelo que faz uso do hiato do produto como *proxy* do custo marginal mostra uma baixa significância estatística para o parâmetro relacionado com a inflação passada, *p-value* acima de 25%. E, no caso da *proxy* “Utilização da capacidade industrial”, a soma dos coeficientes relacionados com as expectativas inflacionárias e a inflação passada excede a unidade, embora dado os desvios-padrão não se possa rejeitar a hipótese de verticalidade com um nível de significância abaixo de 10% (*p-value* = 0.13).

Tabela 10 – Regressão do modelo ROT com diferentes *proxy* para o custo marginal real

Variável	Proxy Custo Marginal				
	LGAP	LMSPIB	LTXDES	LVARTXDES	LUCI
Expectativa	1.015 *	0.620 **	0.641 *	0.734 *	1.154 *
Desvio-padrão	(0.104)	(0.251)	(0.198)	(0.238)	(0.324)
Inflação passada	0.160	0.295 **	0.287 **	0.263 **	0.269 **
Desvio-padrão	(0.138)	(0.123)	(0.124)	(0.105)	(0.120)
Custo marginal	0.135 *	<b>-0.002</b>	-0.001	-0.049 *	0.024
Desvio-padrão	(0.028)	<b>(0.001)</b>	(0.001)	(0.018)	(0.021)
Q1	0.005 *	0.003	0.003	0.004 **	0.006 **
Desvio-padrão	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
Q2	-0.002	-0.003	-0.003	-0.002	-0.001
Desvio-padrão	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)
Q3	-0.005 *	-0.005 *	-0.005 **	-0.004 **	-0.004 **
Desvio-padrão	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Varição percentual da média trimestral do cambio 6 meses antes	0.0181 **	0.0086	0.0081	0.0007	0.0106
Desvio-padrão	(0.0079)	(0.0084)	(0.0084)	(0.0031)	(0.0094)
R <sup>2</sup>	0.58	0.46	0.46	0.54	0.46
R <sup>2</sup> ajustado	0.49	0.34	0.34	0.44	0.34
Teste de correlação serial Breusch-Gofrey	7.57	2.31	2.40	8.69	3.73
Valor crítico (5%)	9.49	9.49	9.49	9.49	9.49
<i>p-value</i>	11%	68%	66%	7%	44%

\* coeficiente estatisticamente significativa a 1%

\*\* coeficiente estatisticamente significativa a 5%

Como a condição de verticalidade não foi rejeitada para nenhuma das *proxies* de custo marginal, as regressões serão refeitas impondo-se agora tal condição. Os novos resultados são mostrados na Tabela 11 na qual nota-se que a imposição da condição de verticalidade diminuiu a qualidade do ajuste em todos os casos. Além disso, a *proxy* relacionada com os rendimentos do trabalho continua a apresentar resultados contraditórios com a teoria econômica.

Em relação às outras *proxies*, verifica-se que as relacionadas com a taxa de desemprego e capacidade industrial têm uma baixa significância estatística (*p-values* de 0.11 e 0.41 respectivamente)

Tabela 11 – Regressão do modelo ROT impondo a condição de verticalidade

Variável	Proxy Custo Marginal				
	LGAP	LMSPIB	LTXDES	LVARTXDES	LUCI
Expectativa	0.960 *	0.696 *	0.702 *	0.768 *	0.736 *
Desvio-padrão	(0.109)	(0.112)	(0.103)	(0.108)	(0.135)
Inflação passada	0.040	0.304 *	0.298 *	0.232 **	0.264 **
Desvio-padrão	(0.109)	(0.112)	(0.103)	(0.108)	(0.135)
Custo marginal	0.129 *	<b>-0.001</b>	-0.001	-0.052 *	-0.008
Desvio-padrão	(0.030)	<b>(0.001)</b>	(0.001)	(0.016)	(0.010)
Q1	0.007 *	0.003	0.003	0.005 *	0.004
Desvio-padrão	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.003)
Q2	0.001	-0.003	-0.003	-0.002	-0.002
Desvio-padrão	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.004)
Q3	-0.003 ***	-0.005 *	-0.005 **	-0.004 *	-0.004 **
Desvio-padrão	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
Varição percentual da média trimestral do cambio 6 meses antes	0.0120	0.0088	0.0085	0.0069	0.0053
Desvio-padrão	(0.0081)	(0.0079)	(0.0076)	(0.0057)	(0.0081)
R <sup>2</sup>	0.54	0.46	0.46	0.55	0.43
R <sup>2</sup> ajustado	0.46	0.36	0.36	0.47	0.33
Teste de correlação serial Breusch-Gofrey	3.48	2.36	2.51	6.64	2.82
Valor crítico (5%)	9.49	9.49	9.49	9.49	9.49
<i>p-value</i>	48%	67%	64%	16%	59%

\* coeficiente estatisticamente significativa a 1%

\*\* coeficiente estatisticamente significativa a 5%

\*\*\* coeficiente estatisticamente significativa a 10%

Na regressão com a *proxy* referente ao hiato do produto, o coeficiente relacionado com a inflação passada não tem significância estatística (*p-value* igual a 0.71). Assim, no caso do modelo ROT a única regressão que apresenta todos os coeficientes do modelo com significância estatística melhor do que 5% é o que utiliza a *proxy* “Variação percentual da taxa de desemprego”. Especificamente o valor do coeficiente relacionado com a inflação passada é de 0.23 que é menor do que os obtidos em outros trabalhos. Estudos de outros autores, por exemplo, Fonseca-Neto (2009), utilizando dados do sistema de expectativas do BCB, mas com uma periodicidade mensal, chegaram a valores de 0.41 para o termo *backward* da inflação. Já Araújo e Santos (2005), utilizando dados mensais e a hipótese de expectativas racionais, obtiveram um intervalo 0.32-0.49 para este termo, dependendo do IGP utilizado. Schwartzman (2005), com dados trimestrais e

expectativas modeladas a partir de um VAR, calculou que a inércia inflacionária seria de 0.37-0.51 para o conjunto de bens comercializáveis do IPCA.

#### 4.2.3 Estimativa do modelo “idade de preços” (Sheedy (2007))

A equação a ser estimada tem a forma:

$$\pi_t = \phi\pi_{t-1} + \beta[1 + (1 - \beta)\phi]E[\pi_{t+1}] - \beta^2\phi E[\pi_{t+2}] + \kappa_x mc_t + \varepsilon_t \quad \text{Equação 8}$$

As regressões cujos resultados estão resumidos na Tabela 12 levam às mesmas conclusões apresentadas anteriormente em relação à taxa de câmbio e ao uso da *proxy* relacionada com os rendimentos do trabalho.

Em relação aos parâmetros do modelo, o coeficiente  $\phi$  reflete a inércia inflacionária e só se mostra estatisticamente significativa (*p-value* menor do que 10%) quando se utiliza a taxa de desemprego e a sua variação percentual como *proxy* dos custos marginais das firmas. Em relação ao fator de desconto intertemporal, as regressões que utilizam o hiato do produto e a utilização da capacidade industrial mostram um coeficiente maior do que um associados a este parâmetro. Mas, se for considerado o desvio padrão não se pode afirmar que os valores sejam superiores à unidade com um nível de confiança acima de 90%.

Quanto ao custo marginal real das firmas, somente as regressões com as *proxies* relacionadas com o hiato do produto e a variação percentual da taxa de desemprego é que têm significância estatística abaixo de 10%. Novamente aqui, o modelo que faz uso da variação percentual da taxa de desemprego como *proxy* é o único que apresenta todos os coeficientes com significância estatística, embora seja ao nível de 10% - diferentemente do caso do modelo ROT no qual o nível de significância estatística é de 5%.

E neste modelo, que usa a variação percentual da taxa de desemprego como *proxy*, a condição de verticalidade de longo prazo da curva de Phillips é avaliada através da soma algébrica dos termos relacionados com a inflação passada e as expectativas de um e dois trimestres à frente. Verifica-se então que não se pode

rejeitar a hipótese de verticalidade de longo prazo desta curva de Phillips porque a soma dos coeficientes relacionados com a inflação passada e futura é igual a 0.9975.

Tabela 12 – Regressão do modelo Sheedy com diferentes *proxies* para o custo marginal real

Variável	Proxy Custo Marginal				
	LGAP	LMSPIB	LTXDES	LVARTXDES	LUCI
$\phi$	0.141	0.326 ***	0.317 ***	0.301 ***	0.284
Desvio-padrão	(0.168)	(0.181)	(0.181)	(0.169)	(0.195)
$\beta$	1.214 *	0.800	0.776	0.978 *	1.209 **
Desvio-padrão	(0.262)	(0.567)	(0.509)	(0.340)	(0.702)
Custo marginal	0.133 *	<b>-0.001</b>	-0.001	-0.048 **	-0.001
Desvio-padrão	(0.047)	<b>(0.002)</b>	(0.001)	(0.019)	(0.015)
Q1	0.006 *	0.004	0.004	0.005 *	0.006 ***
Desvio-padrão	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
Q2	-0.001	-0.003	-0.003	-0.002	0.000
Desvio-padrão	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
Q3	-0.004 **	-0.005 ***	-0.005 ***	-0.003 **	-0.003
Desvio-padrão	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.003)
Variação percentual da média trimestral do cambio 6 meses antes	0.0176 ***	0.0090	0.0086	0.0087	0.0069
Desvio-padrão	(0.0101)	(0.0108)	(0.0107)	(0.0097)	(0.0105)
$R^2$	0.58	0.47	0.47	0.56	0.45
$R^2$ ajustado	0.49	0.35	0.35	0.46	0.33
Teste de correlação serial Breusch-Gofrey	4.64	1.97	2.15	6.60	1.83
Valor crítico (5%)	9.49	9.49	9.49	9.49	9.49
<i>p-value</i>	33%	74%	71%	16%	77%

\* coeficiente estatisticamente significativo a 1%

\*\* coeficiente estatisticamente significativo a 5%

\*\*\* coeficiente estatisticamente significativo a 10%

### 4.3 RESUMO DOS RESULTADOS DAS REGRESSÕES

Da análise de significância estatística dos coeficientes e da medida de ajuste dos dados, baseada no  $R^2$ , pode-se concluir:

- a) as regressões que apresentam melhor ajuste,  $R^2$  ajustado na faixa de 0.4 a 0.5, são as que utilizam as *proxies* “Hiato do Produto” e “Variação da Taxa de Desemprego”;
- b) embora com bom ajuste, as regressões que utilizam o hiato do produto como *proxy* apresentam os coeficientes relacionados à inflação passada com baixa significância estatística;
- c) as regressões que fazem uso das *proxies* “Taxa de desemprego” e “Utilização da capacidade industrial” têm ajuste inferior aos das citadas anteriormente e ainda apresentam alguns coeficientes sem significância estatística (*p-value* maior do 10%);
- d) em todas as regressões com a *proxy* relacionada com a participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional, aparecem coeficientes com sinal oposto ao predito pela teoria econômica

Estes resultados são apresentados na Tabela 13.

Tabela 13 – Resumo dos modelos

Modelo	Proxy Custo Marginal				
	LGAP	LMSPIB	LTXDES	LVARTXDES	LUCI
CALVO	<b>o</b>	<b>i</b>	<b>b</b>	<b>o</b>	<b>b</b>
R <sup>2</sup> ajustado	0.49	0.29	0.30	0.42	0.31
ROT	<b>b</b>	<b>i</b>	<b>b</b>	<b>o</b>	<b>b</b>
R <sup>2</sup> ajustado	0.46	0.36	0.36	0.47	0.33
SHEEDY	<b>b</b>	<b>i</b>	<b>b</b>	<b>o</b>	<b>b</b>
R <sup>2</sup> ajustado	0.49	0.35	0.35	0.46	0.33

- o** modelo ok
- b** modelo com baixa significância estatística nos coeficientes relacionados ao modelo (superior a 10%)
- i** resultados da regressão incoerentes com a teoria econômica

## 5 CAPACIDADE DE PREDIÇÃO

Os modelos assinalados que mostraram melhor ajuste, notadamente os que fizeram uso de *proxies* relacionadas com o hiato do produto e variação da taxa de desemprego, foram submetidos a um teste de capacidade de predição. Este teste consiste dos seguintes passos:

1. Utilizando dados do período inicial, de 2003 T1 a 2006 T4, estimam-se os parâmetros da regressão;
2. Para cada trimestre posterior, estima-se a inflação do trimestre em questão e dos próximos três trimestres utilizando os parâmetros do modelo calculados no passo anterior e dados relativos aos trimestres em questão, com exceção da taxa de inflação cujo valor no período anterior é calculado pelo modelo. Ou seja, não se corrige a previsão de inflação e eventuais erros são transmitidos para os trimestres posteriores;
3. Em seguida, agregam-se os dados do trimestre em questão ao conjunto de dados original e recalculam-se os parâmetros da regressão;
4. Adiciona-se um trimestre à amostra, repete-se o processo até que seja estimada a inflação do último trimestre de 2011

Como foi observado ao longo de todo o trabalho, o ajuste de cada modelo depende fortemente da variável utilizada como *proxy* dos custos marginais das firmas. Por isso, o desempenho da capacidade de predição será avaliado em função de cada *proxy* e avaliado de acordo com quatro parâmetros, calculados em relação ao IPCA: coeficiente de correlação de Pearson, raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE), erro absoluto máximo e erro absoluto mínimo em pontos percentuais

Os resultados para a *proxy* “Hiato do Produto” estão sumarizados na Tabela 14 e a comparação com o IPCA podem ser visualizados nas Figuras 11 e 12.

Tabela 14 – Avaliação da capacidade de predição com a *proxy* “Hiato do Produto”

	Hiato - 1 trimestre à frente		
	Calvo	ROT	Sheedy
Correlação	48%	44%	48%
RMSE	0.5%	0.5%	0.7%
Erro Máximo	1.1%	1.2%	1.2%
Erro Mínimo	0.1%	0.0%	0.0%

	Hiato - 4 trimestres à frente		
	Calvo	ROT	Sheedy
Correlação	74%	64%	72%
RMSE	0.8%	1.0%	1.8%
Erro Máximo	1.6%	1.6%	2.8%
Erro Mínimo	0.1%	0.2%	0.6%

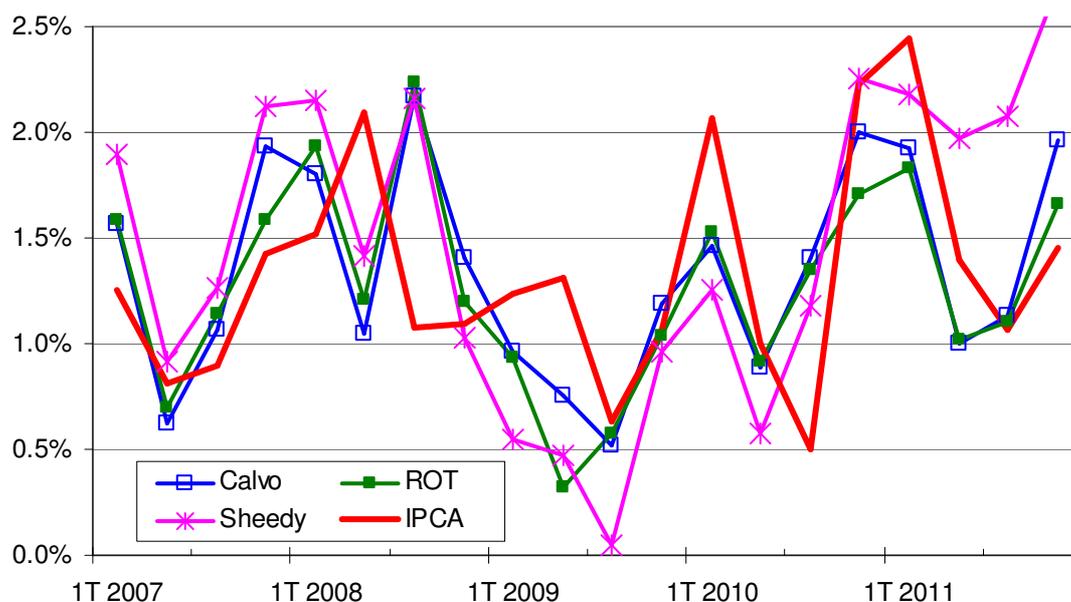


Figura 11 – Proxy “Hiato do Produto”: comparação do resultado da predição 1 trimestre à frente com o IPCA efetivo

Observa-se que a capacidade de predição um trimestre à frente, utilizando como medida o RMSE e fazendo uso do hiato do produto como *proxy*, é semelhante nos modelos de Calvo e ROT, sendo que ambos têm um desempenho superior ao de Sheedy.

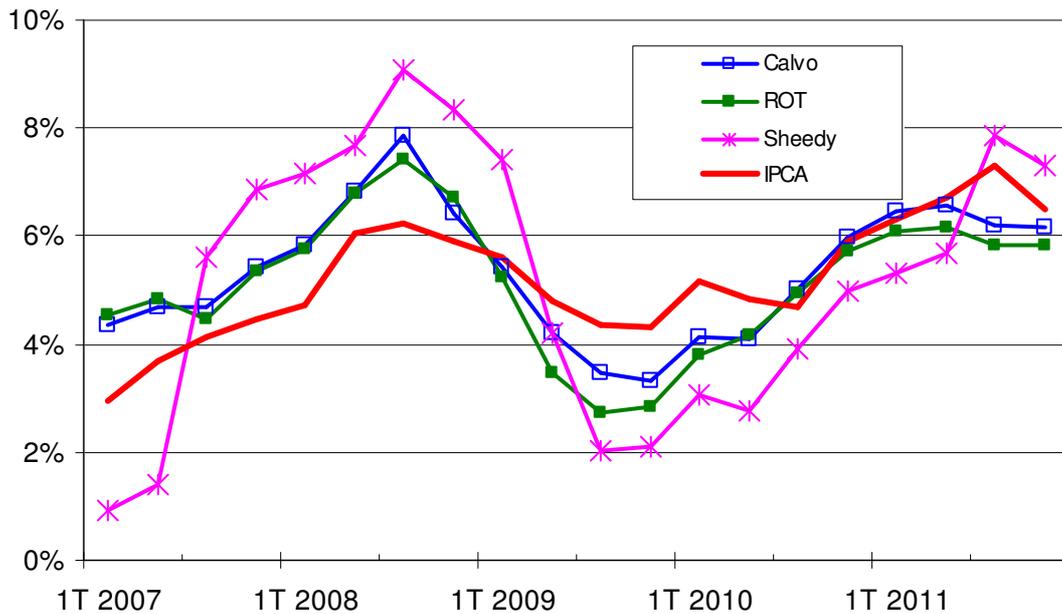


Figura 12 – Proxy “Hiato do Produto”: comparação do resultado da predição 4 trimestres à frente com o IPCA efetivo

Mas em relação à capacidade de predição quatro trimestres à frente, o modelo de Calvo é claramente melhor do que o modelo ROT. E novamente, estes dois modelos têm uma capacidade de predição melhor do que o Sheedy.

Em seguida, na Tabela 15 e Figuras 13 e 14 apresentam-se os resultados de predição em função da *proxy* “Variação percentual da taxa de desemprego”. Observa-se que a capacidade de predição um trimestre à frente é semelhante nos modelos de Calvo e ROT, com uma pequena vantagem da predição deste último modelo.

Tabela 15 – Avaliação a da capacidade de predição do modelo ROT

	Variação percentual da taxa de desemprego - 1 trimestre à frente		
	Calvo	ROT	Sheedy
Correlação	50%	57%	51%
RMSE	0.5%	0.4%	0.5%
Erro Máximo	1.4%	1.2%	1.4%
Erro Mínimo	0.0%	0.0%	0.0%

	Variação percentual da taxa de desemprego - 4 trimestres à frente		
	Calvo	ROT	Sheedy
Correlação	55%	63%	52%
RMSE	0.9%	0.9%	1.0%
Erro Máximo	1.9%	1.7%	2.0%
Erro Mínimo	0.0%	0.0%	0.0%

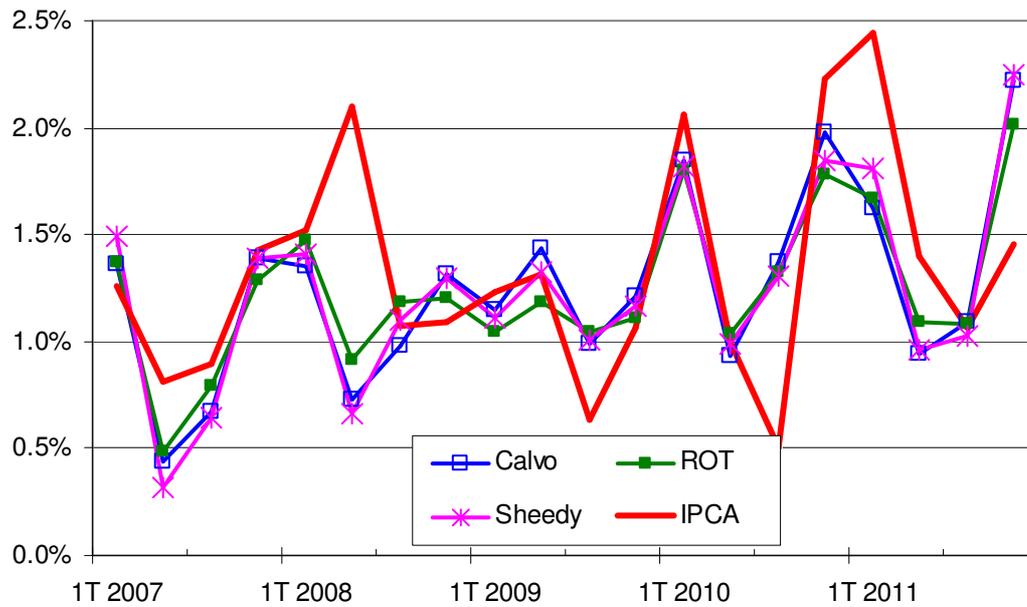


Figura 13 – Proxy “Variação percentual da taxa de desemprego”: comparação do resultado da predição 1 trimestre à frente com o IPCA efetivo

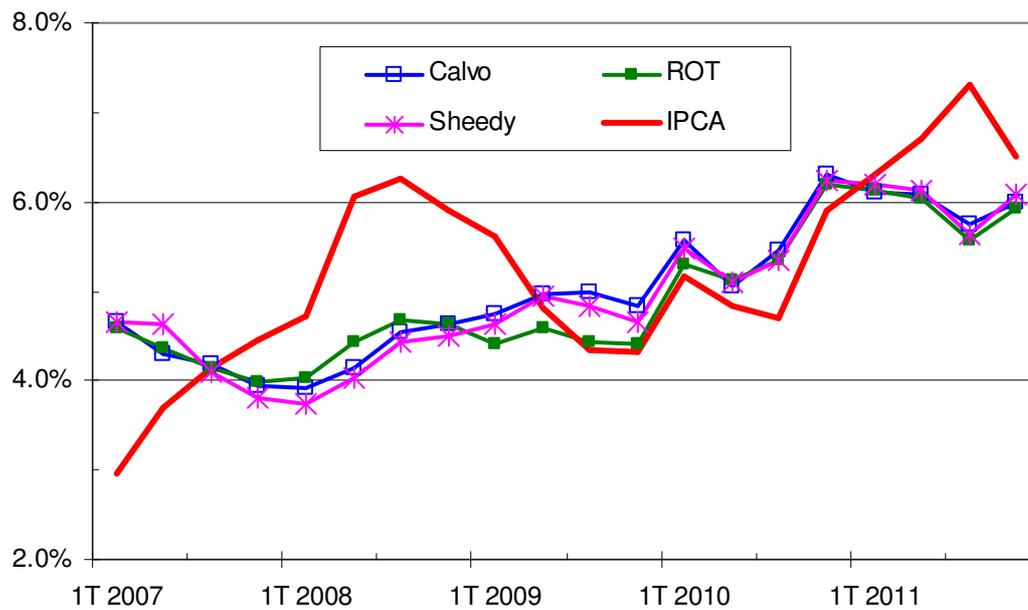


Figura 14 – Proxy “Variação percentual da taxa de desemprego”: comparação do resultado da predição quatro trimestres à frente com o IPCA efetivo

No caso de predição quatro trimestres à frente, a leitura da Tabela 15 não aponta existência de diferença significativa entre os três modelos, embora novamente aqui o modelo ROT tenha correlação maior com o IPCA para um RMSE igual ao modelo de Calvo.

Para finalizar a comparação entre os modelos, fez-se uma comparação do modelo com o melhor desempenho utilizando a *proxy* “Hiato do produto” (modelo de Calvo) e o melhor modelo associado com a *proxy* “Variação percentual da taxa de desemprego” que, neste caso, foi o modelo ROT. Os resultados são apresentados na Tabela 16 e nas Figuras 15 e 16.

Tabela 16 – Avaliação a da capacidade de predição do modelo ROT

	1 trimestre à frente	
	Calvo (Hiato)	ROT / Variação percentual da taxa de desemprego
Correlação	48%	57%
RMSE	0.5%	0.4%
Erro Máximo	1.1%	1.2%
Erro Mínimo	0.1%	0.0%

	4 trimestres à frente	
	Calvo / Hiato	ROT (Variação percentual da taxa de desemprego)
Correlação	74%	63%
RMSE	0.8%	0.9%
Erro Máximo	1.6%	1.7%
Erro Mínimo	0.1%	0.0%

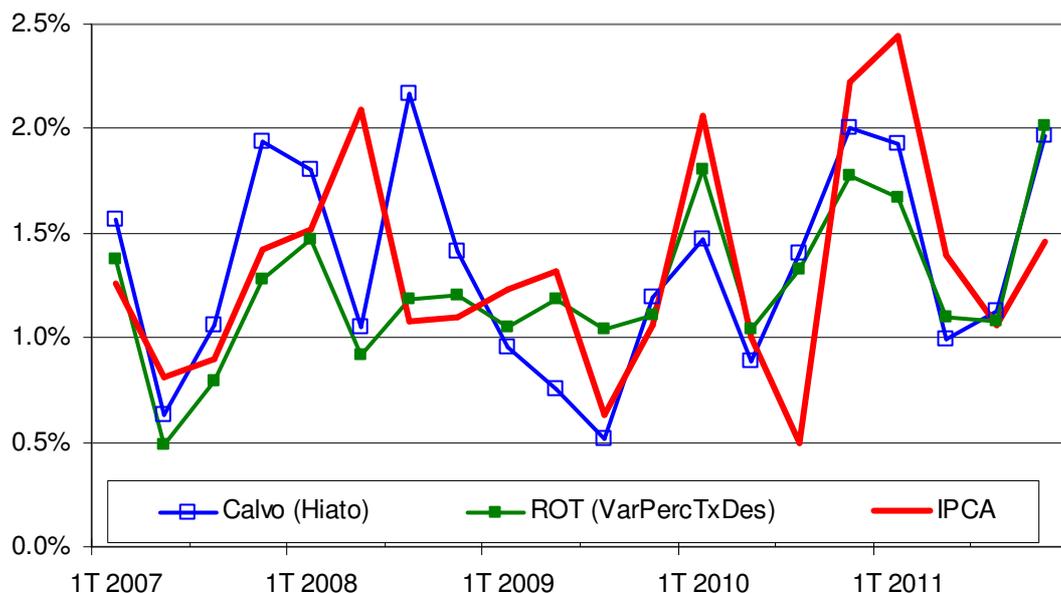


Figura 15 – Comparação dos melhores modelos para a predição um trimestre à frente

A análise da qualidade de ajuste da predição aos dados através da Tabela 16 mostra que os dois modelos têm desempenho semelhante em termos de RMSE e erro máximo. Se considerada a comparação com o IPCA mostrada na Figura 15, conclui-se que o modelo ROT em conjunto com a *proxy* “Variação percentual da taxa de desemprego” é o que apresenta um desempenho mais aderente ao IPCA no caso das previsões um trimestre à frente.

Em relação à predição quatro trimestres à frente, pode-se observar na Figura 16 que a predição do modelo de Calvo com o hiato do produto tende a superestimar

a variação trimestral enquanto que a predição do modelo ROT com a variação da taxa de desemprego subestima esta variação.

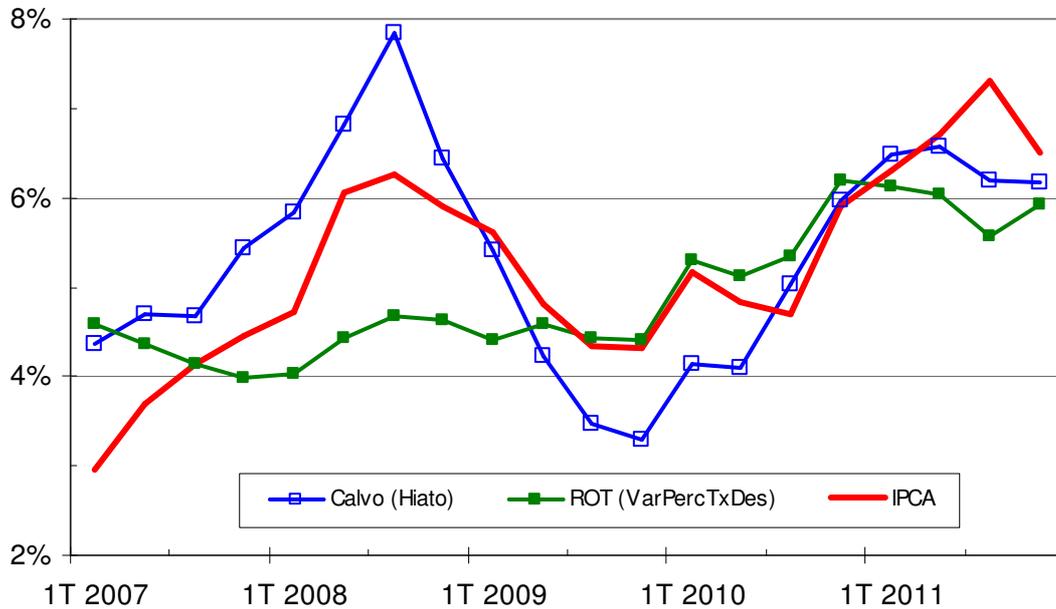


Figura 16 – Comparação dos melhores modelos para a predição quatro trimestres à frente

Considerando o desempenho dos dois modelos para as predições um e quatro trimestres à frente, entende-se que o modelo ROT com a *proxy* “Variação percentual da taxa de desemprego” é o que melhor representa a dinâmica da inflação brasileira no período 2003 a 2011 dentre os modelos avaliados – Calvo, ROT e Sheedy. O modelo ROT escolhido tem os seguintes coeficientes:

$$\pi_t = 0.232\pi_{t-1} + 0.768E[\pi_{t+1}] - 0.052VarTxDes_t + 0.005Q1 - 0.004Q3 + 0.0069VarTxCambio_{t-2}$$

Equação 9

Embora o modelo de Calvo em conjunto com o hiato do produto tenha apresentado resultados próximos ao modelo ROT com a *proxy* "Variação percentual da taxa de desemprego", há uma ressalva importante quanto aos coeficientes deste modelo. O coeficiente associado às expectativas inflacionárias, que na formulação de Calvo é o fator de desconto intertemporal, é muito acima da unidade conforme observa-se na equação 10.

$$\pi_t = 1.128E[\pi_{t+1}] + 0.148Hiato_t + 0.006Q1 - 0.004Q3 + 0.0180VarTxCambio_{t-2} \quad \text{Equação 10}$$

## 6 CONCLUSÕES

O presente trabalho comparou o ajuste e a capacidade de predição de três modelos derivados da CPNK, quais sejam, o modelo básico de Calvo e a versão híbrida de Gali & Gertler (ROT) e a de Sheedy. Como a qualidade do ajuste e o desempenho da predição são influenciados fortemente pelas variáveis escolhidas para estimar os custos marginais reais das firmas, avaliaram-se cinco delas: “Hiato do produto”, “Taxa de desemprego”, “Variação percentual da taxa de desemprego”, “Utilização da capacidade industrial” e “Participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional”

Inicialmente cabe salientar que, de forma geral, os modelos avaliados foram capazes de explicar, no máximo, 60% da variação do IPCA no período que se inicia no 3º trimestre de 2003 e termina no fim de 2011. Estes valores são levemente inferiores aos encontrados na literatura como, por exemplo, Fonseca-Neto (2010) que obteve um  $R^2$  de 0.71 para o período de abr./2000 a out./2008 fazendo uso de *dummies* para controlar o período de inflação atípica entre o final de 2002 e o início de 2003.

No caso do IPCA, a variável que se mostrou mais adequada para aproximar os custos marginais das firmas foi a variação percentual da taxa de desemprego, seguida do hiato do produto. A utilização do hiato do produto como uma *proxy* dos custos marginais ocorre desde o estudo original de Calvo (1983). Mas, o uso da variação percentual da taxa de desemprego foi uma contribuição original deste trabalho em relação aos existentes na literatura recente. Em virtude da alteração metodologia introduzida pelo IBGE em 2001, a utilização da taxa de desemprego como *proxy* vinha sendo evitada em função do reduzido tamanho da série de dados.

As *proxies* relacionadas com a taxa de desemprego e a utilização da capacidade industrial se mostraram pouco representativas dos custos marginais, estando associadas a coeficientes com significância estatística maiores do que 10% nos melhores casos. O resultado relacionado com a utilização da capacidade industrial (UCI) difere dos obtidos por Schwartzman (2005), que utilizou com sucesso a UCI como *proxy* nos estudos de índice de preços dos produtos não

comercializáveis, e por Fonseca-Neto (2010) que usou o hiato do UCI como *proxy* dos custos marginais no estudo da evolução do IPCA mensal.

A participação dos rendimentos do trabalho na renda nacional não obteve bons resultados como *proxy* dos custos marginais pois redundou em coeficientes com sinal oposto aos esperados pela literatura econômica.

Em geral, os coeficientes associados à variação cambial, média das cotações em três, seis ou nove meses, não mostraram significância estatística (*p-values* maiores do que 10%) com exceção da variação trimestral da taxa de cambio dois trimestres antes e, mesmo assim, com pouco impacto sobre o IPCA. Uma possível explicação para esse fato seria que há uma expectativa de evolução da taxa cambial embutida na geração das expectativas inflacionárias do próximo período, e somente variações inesperadas teriam algum impacto.

Em relação aos modelos avaliados, conclui-se que o modelo ROT, de Gali & Gertler (1999), em conjunto com a *proxy* “Variação percentual da taxa de desemprego” é o que representa melhor a dinâmica inflacionária brasileira. Deve ser ressaltado que a diferença na qualidade do ajuste em relação ao modelo de Calvo (utilizado em conjunto com a *proxy* “Hiato do produto”) é pequena em termos de correlação com o IPCA e RMSE, a ponto de ser defensável utilizar o modelo de Calvo em função da sua maior simplicidade. Mas, por outro lado, como o modelo de Calvo atribui um peso muito alto às expectativas, a principal vantagem da CPNK em relação aos modelos temporais para o estudo de cenários desaparece porque em uma eventual mudança de cenário as expectativas certamente também mudariam. Alves e Areosa (2005) avaliaram o papel da meta de inflação na formação das expectativas do mercado e verificaram que, no período 1999-2004, o parâmetro associado à meta sofreu grande oscilação, no intervalo [0.25; 1], em função dos resultados da eleição presidencial de 2002 e a da perspectiva de alteração da política monetária.

O termo relacionado com inércia inflacionária no modelo ROT é irrelevante quando se toma o hiato do produto como *proxy* dos custos marginais. Mas, alcança um valor de 0.23 quando se usa a variação percentual da taxa de desemprego como *proxy*. Este valor é inferior ao obtido por Fonseca-Neto (2010), coeficiente de 0.41, e por Schwartzman (2005), coeficientes no intervalo [0.32-0.52].

Por fim, verifica-se que o modelo de Sheedy tem aderência à dinâmica da inflação brasileira, mas tem um desempenho pior do que os modelos mais simples

como o de Calvo ou ROT, diferentemente do concluído por Araújo & Santos (2005). Isso pode ter ocorrido porque as expectativas utilizadas neste trabalho são obtidas do Sistema de Expectativas do Banco Central do Brasil (SExp-BCB), ao contrário de Araújo & Santos (2005) que utilizaram a inflação realizada como *proxy* das expectativas. No SExp-BCB, as expectativas de um e dois trimestres à frente estão muito correlacionadas tal como pode observado na Figura 2.

Assim, uma extensão natural deste trabalho seria testar o modelo de ROT com a utilização da variação percentual da taxa de desemprego e as expectativas de inflação tomadas como racionais.

## 7 BIBLIOGRAFIA

Alves, S. A. L. & Areosa, W. D. (2005) "Targets and Inflation Dynamics", Banco Central do Brasil, Work Paper Series nº 100.

Areosa, W. D. (2004) – "Dissertação: Dinâmica da inflação no Brasil: o caso de uma economia aberta", Departamento de Economia, PUC/RJ)

Areosa, M. (2008) "Combining Hodrick-Prescott Filtering with a Production Function Approach to Estimate Output Gap", Banco Central do Brasil, Work Paper Series nº 172.

Araújo, E. & Santos, T. T. (2005) "A Dinâmica da Inflação Brasileira após o Plano Real", VIII Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC-SUL.

Bogdanski, J.; Tombini, A. A. e Werlang, S. R. C. (2000) "Implementing Inflation Targeting in Brazil", Banco Central do Brasil, Work Paper Series nº 1.

Calvo, G. A. (1983) "Staggerd Contracts in a Utility-maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, pp.383-98.

Carvalho, F. A.; Bugarin, M. S.; Céspedes, L. F. & Jalil, M. A. (2006) "Inflation Expectations in Latin America", *Economia*, 6 (2), pp. 101-145

Chan, M. (2009) "Dissertação: Modelos de Previsão de Inflação e Estudo da Dinâmica Inflacionária Brasileira", Escola de Pós-graduação em Economia-FGV (RJ).

Fonseca-Neto, F. A. (2010) "Persistência Inflacionária e Curva de Phillips Novo-Keynesiana para o Brasil", *Revista de Economia Política*, 30 (2), pp.310-328.

Freitas, P.S. & Muinhos, M. K. (2001) “A Simple Model for Inflation Target in Brazil”, Banco Central do Brasil, Work Paper Series nº 18.

Galli, J. & Gertler, M. (1999) “Inflation Dynamics: a Structural Econometric Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 44, pp.1237-70.

Gouvea, S. & Gupta, A. S. (2007) “Monetary Policy Design under Competing Models of Inflation Persistence”, Banco Central do Brasil, Work Paper Series nº 137.

Henzel, S. & Wollmershauser, T. (2008) “The New Keynesian Phillips Curve and the Role of Expectations: Evidence from the CESifo World Economic Survey”, *Economic Modelling*, 25, pp.811-31.

Kohlsheer, E. (2010) “Uma Nota sobre Erros de Previsão da Inflação de Curto Prazo”, Banco Central do Brasil, Work Paper Series nº 227.

Kozicki, S. & Tinsley, P. (2002) “Dynamic Specification in Optimizing Trend-deviation Macro Models”, *Journal of Economics Dynamics & Control*, 26, pp.1585-1611.

Lorthiois, A. (2009) “Dissertação: Modelo de Previsão de Inflação no Brasil”, Escola de Economia de São Paulo – FGV.

Maia, A. L. & Cribari-Neto, F. (2006) “Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica”, *Revista Brasileira de Economia*, 60, pp. 153-135

Matos, S. (2010) “Estimativa do Hiato do Produto para o Brasil”, IBRE/FGV.

Minella, A.; Freitas, P. S.; Goldfajn, I & Muinhos, M. K. “Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility” Banco Central do Brasil, Work Paper Series nº 77.

Schwartzman, F.F. (2006) “Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com Preços Desagregados”, *Economia Aplicada*, 10, pp.137-55.

Sheedy, K. D. (2007) “Intrinsic Inflation Persistence”, Centre for Economic Performance Discussion Paper nº 837.

Simonsen, M. H. (1986) “Keynes *versus* Expectativas Racionais”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 16 (2), pp.251-62.

Svensson, L. E. O. (1997) “Monetary Policy and Inflation Target”, *NBER Reporter Winter 1997/98*, 5-8.

Tesfaselassie, M. F. & Schalinf, E. (2010) “Managing Disinflation under Uncertainty”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 34, pp.2568-77.

Woodford, M. (2003) “Interest and Prices: Foundation of a Theory of Monetary Policy”, Price University Press.

Wooldridge, J. M. (2006) “Introdução à Econometria – Uma abordagem moderna” Thomson, p. 181)