

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

A CURVA DE PHILLIPS NO MODELO DE INFLATION TARGETING BRASILEIRO

Marcelo Ferman  
No. De Matrícula 9714301

Orientador: Dionísio Dias Carneiro

Julho de 2001

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

A CURVA DE PHILLIPS NO MODELO DE INFLATION TARGETING BRASILEIRO

Marcelo Ferman  
No. De Matrícula 9714301

Orientador: Dionísio Dias Carneiro

Julho de 2001

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realiza-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.”

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.”

## **Dedicatória e Agradecimentos**

Dedico esta monografia a meus pais, Sima e Dório por terem me dado a liberdade de procurar meus próprios caminhos. Em especial, gostaria de dedicar este trabalho ao meu irmão Bruno; que estas páginas sirvam de modesta inspiração para o seu futuro brilhante.

Agradeço ao Professor Dionísio Dias Carneiro por ter me dado a oportunidade de participar de pesquisas e discussões econômicas de inestimável valia para a minha formação acadêmica. Agradeço também ao Professor Marcelo Cunha Medeiros pela ajuda e dedicação na resolução de problemas econométricos que surgiram ao longo deste trabalho.

## ÍNDICE

<i>I. Introdução.....</i>	7
<i>II. A Taxa de Inflação Como Âncora Nominal .....</i>	9
<b>II.1 – Breve Revisão Histórica .....</b>	<b>9</b>
<b>II.2 – A Crise Cambial e o <i>Inflation Targeting</i> no Brasil.....</b>	<b>13</b>
<i>III. Modelo Simples da Economia.....</i>	<i>16</i>
<b>III.1 – Curva de Phillips .....</b>	<b>16</b>
<b>III.2 – As Demais Equações do Modelo.....</b>	<b>22</b>
III.2.1 - Curva IS Fiscal.....	22
III.2.2 - Paridade Descoberta da Taxa de Juros .....	23
III.2.3 - Regra de Política Monetária .....	24
<b>III.3 – Transmissão da Política Monetária no Modelo .....</b>	<b>26</b>
<i>IV. Hiato do Produto.....</i>	<i>29</i>
<b>IV.1 – A Série do PIB Brasileiro .....</b>	<b>31</b>
<b>IV.2 – Tendência Linear .....</b>	<b>34</b>
<b>IV.3 - Filtro Hodrick-Prescott – Experimentando com os Lambdas .....</b>	<b>36</b>
<b>IV.4 – Metodologia de Picos .....</b>	<b>40</b>
<b>IV.5 – Decomposição de Beveridge-Nelson.....</b>	<b>42</b>
<b>IV.6 – A Série do Pib Desde 1980 .....</b>	<b>44</b>
<b>IV.7- Principais Resultados Das Análises Gráficas.....</b>	<b>49</b>
<i>V. Estimando a Curva de Phillips.....</i>	<i>51</i>
<b>V.1- As Séries de Inflação e Câmbio .....</b>	<b>51</b>
<b>V.2- Estimação da Curva de Phillips na Versão Backward-looking.....</b>	<b>54</b>
<b>V.3- Estimação da Curva de Phillips na Versão Forward-looking .....</b>	<b>57</b>
<b>V.4- Assimetria no Coeficiente do Hiato do Produto.....</b>	<b>62</b>
<b>V.5- Quebras Estruturais na Curva de Phillips .....</b>	<b>65</b>
<b>V.6- Nota Sobre Autocorrelação dos Resíduos na Curva de Phillips.....</b>	<b>69</b>
<b>V.7- Principais Resultados das Estimções.....</b>	<b>70</b>
<i>VI. Conclusão .....</i>	<i>72</i>
<i>Apêndice: Formalização da Decomposição de beveridge-nelson .....</i>	<i>74</i>
<i>Bibliografia.....</i>	<i>77</i>

## Índice de Gráficos

<i>Gráfico 1: Log do Índice do Pib Real (1999=100)</i> .....	31
<i>Gráfico 2: Índice do Pib Total a Preços de Mercado (1990=100)</i> .....	32
<i>Gráfico 3: Hiato do Produto Dessazonalizado - Tendência Linear</i> .....	35
<i>Gráfico 4: Hiato do Produto Dessazonalizado - Filtro HP (lambda=1600)</i> .....	37
<i>Gráfico 5: Hiato HP Dessazonalizado: Experimentando com os Lambdas (início 1991:1)</i> .....	39
<i>Gráfico 6: Produto Potencial Segundo Metodologia de Picos</i> .....	41
<i>Gráfico 7: Hiato Picos Dessazonalizado Vs. Hiato Linear Dessazonalizado (início em 1991:1)</i> .....	42
<i>Gráfico 8: Série de Pib a Preços de Mercado Encadeada Desde 1980</i> .....	45
<i>Gráfico 9: Hiato Linear Dessaz. (início em 1980:1) Vs. Hiato Linear Dessaz. (início em 1992:1)</i> .....	46
<i>Gráfico 10: Hiato HP Dessaz. Lambda=1600 (1980:1) Vs. Hiato Linear Dessaz. (1991:1)</i> .....	47
<i>Gráfico 11: Hiato HP Dessaz. Lambda=100 (1980:1) Vs. Hiato Linear Dessaz (1991:1)</i> .....	47
<i>Gráfico 12: Taxa de Inflação Trimestral Medida Pelo IPCA</i> .....	52
<i>Gráfico 13: Taxa de Inflação Internacional (PPI) + Câmbio R\$/US\$</i> .....	53
<i>Gráfico 14: <math>IPCA_t</math> Vs. Hiato do Produto<math>_{t-1}</math></i> .....	66

## Índice de Tabelas

<i>Tabela 1: Teste Dickey-Fuller de raiz unitária da série do Pib com início em 1991:1 .....</i>	<i>33</i>
<i>Tabela 2: Modelo AR(2) Para a Primeira Diferença do Pib.....</i>	<i>43</i>
<i>Tabela 3: Teste Dickey-Fuller de raiz unitária da série de Inflação .....</i>	<i>52</i>
<i>Tabela 4: Teste Dickey-Fuller de raiz unitária da série de Inflação Internacional + Câmbio R\$/US\$......</i>	<i>53</i>
<i>Tabela 5: Curva de Phillips Backward-Looking Irrestrita .....</i>	<i>55</i>
<i>Tabela 6: Curva de Phillips Backward-Looking Impondo Restrição de Neutralidade no Longo Prazo.....</i>	<i>56</i>
<i>Tabela 7: Curva de Phillips Forward-Looking Irrestrita .....</i>	<i>60</i>
<i>Tabela 8: Curva de Phillips Forward-Looking Impondo Restrição de Neutralidade no Longo Prazo.....</i>	<i>61</i>
<i>Tabela 9: Curva de Phillips Backward-Looking Irrestrita Incluindo Dummy de Assimetria .....</i>	<i>64</i>
<i>Tabela 10: Curva de Phillips Backward-Looking Controlando Quebra Estrutural.....</i>	<i>67</i>

## I. INTRODUÇÃO

Em julho de 1999, após a crise cambial de janeiro do mesmo ano, o Banco Central do Brasil (Bacen) colocou em prática uma nova abordagem para a política monetária. Após a perda da âncora cambial graças à forçada transição para o regime de câmbio flutuante, um arcabouço de *Inflation Targeting* foi posto em prática a fim de servir de novo guia para a política monetária. Como veremos, esse tipo de arranjo pressupõe uma estrutura operacional baseada num modelo econométrico simples de funcionamento da economia. Este tentaria basicamente explicar o mecanismo de transmissão da política monetária, de forma a permitir ao Bacen alcançar metas inflacionárias tendo a taxa de juros como instrumento.

Mais recentemente, em julho de 2000, foi publicado um estudo do Bacen [Bogdanski *et al.* (2000)] que apresenta o desenvolvimento analítico desse modelo para a economia brasileira utilizando dados trimestrais. Segundo esse *paper*, o modelo ali contido tem servido para ajudar na tomada de decisões de política monetária levadas a cabo pelo Bacen desde a implantação do *Inflation Targeting*. A partir daí, muitos economistas têm tentado estimar empiricamente esse modelo, porém muitos problemas econométricos surgem.

Esta pesquisa está interessada em olhar para uma equação específica (e fundamental) do modelo em questão: a Curva de Phillips. Tentaremos resolver problemas que surgem ao estimá-la na versão original proposta por Bogdanski *et al.* (2000) de duas formas: uma delas será analisando de forma mais apurada a medida de hiato do produto que entra na Curva de Phillips, enquanto que a outra será testando especificações alternativas para a equação a ser estimada.

Este trabalho está organizado da seguinte forma: o Capítulo 2 faz uma breve revisão histórica sobre a necessidade de ancorarmos nominalmente a política monetária e descreve como se deu a transição para o regime de *Inflation Targeting* no Brasil; o Capítulo 3 apresenta o modelo trimestral de transmissão da política monetária utilizado pelo Bacen; o Capítulo 4 estima a série de Pib potencial, que é uma variável chave para a estimação da Curva de Phillips; o Capítulo 5 estima a curva de Phillips e algumas variações sobre o modelo original e, finalmente, o Capítulo 6 conclui a pesquisa.

## II. A TAXA DE INFLAÇÃO COMO ÂNCORA NOMINAL

### II.1 – Breve Revisão Histórica

Em sua breve análise histórica a respeito dos procedimentos utilizados pelo banco central americano (FED) na condução da política monetária, Frederic Mishkin inicia citando o seguinte ditado popular: “*The road to hell is paved with good intentions*” [Mishkin (1998)]. O caso americano ao longo do século XX deixa claro este ponto de vista, na medida em que diversas estratégias de política monetária, desde as simples operações com a taxa de redesconto até a fixação de metas para os agregados monetários, não foram bem sucedidas apesar de sempre bem intencionadas. As causas desses insucessos são diversas e ainda hoje rendem numerosos debates. Apesar disso, poderíamos especular que as principais teriam sido, em primeiro lugar, o viés pró-cíclico de algumas destas estratégias (levando a apertos monetários em recessões e expansões monetárias em períodos de aquecimento) e, em segundo lugar, a choques externos que alterariam as relações entre moeda, juros e produção (choques que deslocam a demanda por moeda). Apesar do fracasso de muitas destas estratégias, todas buscavam criar um conjunto de normas ou restrições que direcionassem a política monetária com os objetivos de

minimização dos ciclos econômicos e de combate à inflação, ou seja, todas buscavam uma âncora nominal.

A importância da âncora nominal está no fato de esta permitir a fixação do nível de preços em algum ponto específico, em um dado momento. Isso quer dizer que deve haver alguma restrição sobre a capacidade da autoridade monetária de emitir papel moeda, de forma a não permitir emissões exageradas [Bernanke *et al.* (1999)]. Este problema ficou conhecido na literatura econômica pelo nome de “inconsistência temporal da política monetária”. De forma muito simplificada isto quer dizer que o banco central de um determinado país teria sempre o incentivo de surpreender o público aumentando a inflação e se beneficiando de um maior nível de produto. Um outro exemplo típico de problemas que podem surgir da ausência de uma âncora nominal para a política monetária seria o financiamento de grandes e crescentes déficits fiscais por meio da emissão de moeda. Isso poderia levar a altas taxas de inflação como as que ocorreram em muitos países latino-americanos ao longo da década de 1980.

Uma variável macroeconômica bastante utilizada com âncora nominal é a taxa de câmbio. Regimes que fixam de alguma forma essa taxa (seja por uma fixação pontual, por regimes de bandas ou por *crawling-pegs*) estão impondo uma restrição sobre a condução da política monetária. Na verdade, esses regimes levam à perda da autonomia de política monetária, sendo a oferta de moeda determinada pelos movimentos de capitais para dentro e para fora do país (a política monetária seria “endógena”). Âncoras cambiais, apesar de desempenharem o papel de restringir a capacidade do banco central de emitir moeda, podem trazer outros problemas. Quando este regime não é apoiado por bons fundamentos macroeconômicos, (entre eles, um déficit fiscal controlado) e por momentos de boa liquidez

internacional, problemas sérios podem surgir (um caso extremo seria o da Argentina no início de 2001). Como veremos mais à frente, o uso da taxa de câmbio como âncora nominal foi feito no Brasil entre 1994 e 1999 para ajudar a deter o crescimento acelerado do nível de preços, trazendo desdobramentos macroeconômicos bastante interessantes no sentido da análise macroeconômica.

Outra forma de se ancorar a política monetária é estabelecer metas para os agregados monetários. Esse tipo de estratégia virou moda entre os países desenvolvidos durante as décadas de 1970 e 1980 (países como os EUA, o Canadá, a Inglaterra, o Japão e *etc*) e acabou por gerar problemas semelhantes em muitos deles. O principal deles era a instabilidade da curva de demanda por moeda. Por causa da criação de substitutos muito próximos para a moeda e de avanços tecnológicos nos mercados financeiros, ficou muito difícil se estabelecer uma definição clara para os agregados monetários (M1, M2, *etc*). Além disso, os coeficientes estimados em demandas por moeda (a elasticidade juros da demanda por moeda, por exemplo) se tornaram muito pouco confiáveis, levando a constantes erros de previsão para a quantidade demandada de moeda (a partir de 1974, as previsões feitas por funções de demanda começaram a superestimar a quantidade demanda do agregado M1 nos EUA). A fixação de metas para os agregados monetários foi encerrada definitivamente em 1993, quando o então presidente do FED, Alan Greenspan, finalmente anunciou que não seguiria mais nenhuma meta monetária.

Mais recentemente, a estratégia de política monetária que tem sido mais utilizada e estudada pelos bancos centrais de todo o mundo é a de *Inflation Targeting* (IT) ou Metas

Para Inflação<sup>1</sup>. Esta consiste no anúncio, por parte da autoridade monetária, de um alvo pontual ou um intervalo de confiança para a taxa de inflação dos períodos seguintes (tipicamente os anúncios tratam de um horizonte por volta de dois anos ou mais), sendo que o banco central deve usar todos os instrumentos que possui e todo o conjunto de informação disponível para que o alvo seja atingido. Se este não for atingido, o presidente do banco central deve justificar o erro perante o público e seus representantes (na Nova Zelândia o presidente do banco central é punido pessoalmente quando o alvo não é atingido com a perda do seu cargo). A idéia seria ancorar a política monetária na própria taxa de inflação, sendo que o alvo fixado teria um forte efeito de restringir a capacidade da autoridade monetária de emitir moeda.

Olhando para a experiência recente de alguns países, podemos notar que a estratégia de IT tem mostrado grande efetividade em vários países no combate à inflação. De forma geral, países que adotam essa estratégia passam por um período de recessão logo após a adoção do novo regime, porém, num prazo mais longo, acabam alcançando bons níveis de crescimento mantendo baixas taxas de inflação. Um outro ponto muito enfatizado pelos defensores da estratégia de IT é o de que esse arranjo privilegia a comunicação entre a autoridade monetária e o público. Em outras palavras, as pessoas perceberiam com muita clareza o quanto o banco central está se empenhando em acertar o alvo programado, até mesmo porque que a taxa de inflação é uma variável muito incorporada ao dia a dia do público em geral. Isto “disciplinaria” a formação das expectativas de inflação, facilitando a

---

<sup>1</sup> Segundo Bernanke *et al.* (1999), não devemos pensar o regime de IT como uma regra de política monetária. Ao contrário das regras, o IT dá ao banco central liberdade para alcançar outros objetivos como a taxa de crescimento da economia ou a taxa de câmbio, desde que a inflação seja consistente com o alvo fixado no horizonte determinado. Seria uma mistura de regra com discricionariedade.

condução da política monetária, bem como as decisões de investimento e consumo por parte dos agentes.

Como a presente pesquisa está interessada no caso brasileiro de adoção do regime de IT, faremos a seguir um breve resumo da recente história brasileira, enfatizando os fatos que levaram à adoção do novo esquema.

## **II.2 – A Crise Cambial e o *Inflation Targeting* no Brasil**

Em junho de 1994, um novo plano de estabilização para a economia brasileira (o Plano Real) foi posto em prática. Este foi bastante eficiente em trazer a taxa de inflação anual para níveis aceitáveis em apenas alguns meses, além de ter sido capaz de promover substanciais mudanças estruturais na economia brasileira. Bogdanski *et al.* (2000) identifica as seguintes modificações como sendo as principais:

- Houve uma grande redução do tamanho do setor público devido aos programas de privatização em setores como os de telecomunicações, mineração, bancário, saneamento, entre outros. Esta redução do setor público permitiu a reestruturação de boa parte do setor de infraestrutura industrial, buscando, pelo menos em teoria, maior eficiência econômica;
- A liberalização comercial que se iniciou em 1990 com o Presidente Collor foi aprofundada, sendo as barreiras tarifárias e as não tarifárias bastante reduzidas;
- O sistema financeiro foi submetido a uma reestruturação, levando à liquidação de instituições insolventes. Além disso, a regulação desse sistema foi atualizada;

- A indexação automática de preços e salários, que era um dos (senão o maior) entrave à estabilização de preços no Brasil, foi substancialmente reduzida.

Apesar de todas essas mudanças estruturais, um ponto fundamental das reformas estruturais foi tratado de forma pouco enérgica pelo governo: o ajuste fiscal. Isso deixou o país exposto a crises de confiança que, por coincidência (ou não) rondavam o mundo naquele momento. No Brasil, o problema de confiança se aprofundou a partir da declaração da moratória russa, que espalhou uma onda de incertezas pelos mercados emergentes. Um resultado muito observado em períodos de perda de confiança é o capital se deslocar das periferias para os centros, e o caso brasileiro não foi diferente. Fortes perdas de reservas foram sendo registradas pelo Bacen, comprometendo a viabilidade do regime de câmbio fixo. Ainda tentou-se aumentar drasticamente a taxa de juros, enquanto uma ajuda financeira foi sendo negociada com o FMI, porém, em janeiro de 1999, apesar de todos os esforços do Bacen para manter a paridade do Real, o regime de câmbio fixo foi abandonado.

A perda da âncora cambial levou a nova diretoria do Bacen a pensar em alguma outra variável que servisse de âncora nominal para a política monetária. Assim, o regime de IT foi escolhido, com a taxa de inflação passando ser a nova âncora nominal.

Ao se fixar metas para a inflação surgiu a necessidade de se quantificar de forma mais apurada o mecanismo de transmissão de política monetária. Ou seja, dado que o Bacen usa a taxa de juros como instrumento de política monetária e a meta é fixada em termos de taxa de inflação, é fundamental saber como movimentos nos juros afetarão o nível de preços. Para isso, os bancos centrais de todos os países que adotaram o modelo de IT começaram a empreender grandes esforços na estimação de modelos que descrevem este mecanismo.

No Brasil, apesar do pequeno número de observações para as variáveis econômicas disponíveis após o Plano Real, o Bacen vem tentando estimar um modelo estrutural simples da economia contendo quatro relações principais que serão analisadas na seção a seguir. Este modelo, como já foi dito, foi publicado num *paper* do Bacen [Bogdanski *et al.* (2000)] e servirá de ponto de partida para a presente pesquisa.

### III. MODELO SIMPLES DA ECONOMIA

O modelo trimestral de transmissão da política monetária publicado pelo Bacen é composto de quatro equações básicas: uma Curva de Phillips, uma curva IS, uma paridade descoberta da taxa de juros e uma regra de política monetária. A seguir veremos mais detalhadamente a Curva de Phillips, que é o foco de nosso trabalho. Além disso, para não perdermos de vista o fato de estarmos tratando de um modelo completo de transmissão de política monetária, cada uma das demais equações será descrita, porém não tão detalhadamente<sup>2</sup>. Por fim, juntaremos essas equações, mostrando o caminho pelo qual a política monetária, através da taxa de juros, acaba afetando a taxa de inflação nesse modelo.

#### III.1 – Curva de Phillips

Em 1958, o economista A. W. Phillips publicou um *paper*<sup>3</sup> em que mostra empiricamente a existência de uma relação negativa entre o desemprego e a inflação no Reino Unido. Esta relação mais tarde ficou conhecida como Curva de Phillips. Na sua

---

<sup>2</sup> Os lags utilizados nas equações finais do modelo são os sugeridos por Bogdanski *et al.* (2000) a partir de estudos feitos no Bacen que quantificam as defasagens envolvidas no processo de transmissão da política monetária.

<sup>3</sup> Phillips, W. A. (1958). “The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957”. *Econômica* 25, pp. 283-299.

versão original, essa curva descreve uma relação negativa entre a taxa de variação dos salários e o desemprego.

$$\frac{\Delta W_t}{W_{t-1}} = -\tau(U_t - \bar{U}_t) \quad [3.1]$$

onde  $W$  é o salário nominal,  $U$  é a taxa de desemprego,  $\bar{U}$  representa a taxa de desemprego natural,  $\Delta$  é um operador de primeira diferença e  $\tau$  é um parâmetro que captura os efeitos de desvios do desemprego com relação à taxa natural na inflação<sup>4</sup>.

Segundo esta relação, quando a taxa de desemprego estivesse abaixo da taxa natural, tensões no mercado de trabalho fariam os salários aumentarem, gerando a chamada “inflação salarial”. De forma análoga, quando o desemprego estivesse acima da taxa natural, o excesso de oferta de trabalhadores faria com que os salários caíssem com o passar do tempo.

Na década de 1960, entretanto, o economista Milton Friedman apontou para uma grande falha nesta relação: ela não levava em conta o fato de tanto os trabalhadores quanto as firmas olharem para o salário real e não para o salário nominal, ou seja, o que importaria seria o salário corrigido pela inflação esperada. Incorporando este novo fato à equação 3.1, teremos:

$$\frac{\Delta W_t}{W_{t-1}} - E_t(\pi_{t+1}) = -\tau(U_t - \bar{U}_t) \quad [3.2]$$

---

<sup>4</sup> Na realidade, a primeira relação encontrada por Phillips era entre a taxa de variação dos salários e o desemprego, e não dos desvios deste com relação à taxa natural. Iniciamos diretamente da relação que leva em conta o desemprego natural sem perda de generalidade.

onde  $\pi$  é a taxa de inflação e  $E_t(\cdot)$  é um operador de expectativa, condicionada à informação disponível no tempo  $t$ .

Esta seria a chamada “*expectations-augmented Phillips curve*”. Ela postula que, se a inflação esperada aumentar, os salários nominais aumentarão de forma a compensar as perdas no salário real. Note que, no longo prazo, a taxa de inflação esperada convergiria para a taxa de variação dos salários, fazendo com que a taxa de desemprego se igualasse à sua taxa natural<sup>5</sup>.

Sem perda de generalidade, podemos supor que: (1) existe uma forte correlação entre a taxa de variação dos salários e a taxa de variação dos preços da economia; (2) o hiato do produto é uma medida de aquecimento da economia tão boa quanto a taxa de desemprego. Incorporando esses novos fatos à equação 3.2 ficamos com a seguinte Curva de Phillips:

$$\pi_t = E_t(\pi_{t+1}) - \tau(\bar{Y}_t - Y_t) \quad [3.3]$$

onde  $Y$  é o produto total da economia e  $\bar{Y}$  é o produto potencial.

A interpretação dada por Friedman à Curva de Phillips com expectativas é a de que aumentos da inflação acima do nível esperado levariam a reduções do salário real e fariam com que a produção ficasse acima do nível potencial. Com o tempo, os salários nominais iriam se reajustando e a produção voltaria ao seu nível potencial. Assim, fica bastante clara a natureza de curto prazo da Curva de Phillips, ou seja, o trade-off entre inflação e alguma medida de desequilíbrio real da economia só vale enquanto os agentes não reajustam os salários nominais, fazendo com que, no longo prazo, tenhamos uma Curva de Phillips

---

<sup>5</sup> No longo prazo, quando a taxa de crescimento dos salários é mantida constante, a expectativa de inflação deve se igualar à inflação salarial. Desta forma, no longo prazo teremos:  $0 = -\tau(U_t - \bar{U})$ , ou seja,  $U_t = \bar{U}$ .

vertical. Deste modo, dado o *trade-off* entre a inflação e o hiato do produto no curto prazo, as sociedades poderiam escolher qualquer combinação destas duas variáveis pertencente à Curva de Phillips para uma dada expectativa de inflação, entretanto, no longo prazo a economia deveria voltar a produzir no seu nível potencial.

Uma extensão interessante da curva de Phillips é a que supõe o seguinte mecanismo formador das expectativas:

$$E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t-1} \quad [3.4]$$

Neste caso, as expectativas seriam adaptativas, já que a inflação esperada para o período seguinte nada mais é do que a inflação do período anterior<sup>6</sup>. Substituindo na equação 3.3 teremos:

$$\Delta\pi_t = -\tau(\bar{Y}_t - Y_t) \quad [3.5]$$

Essa versão da curva de Phillips ficou muito famosa a partir da década de 1970, quando se começou a verificar instabilidades na curva original<sup>7</sup>. A equação 3.5 é chamada de curva de Phillips aceleracionista, visto que desvios do produto com relação ao produto potencial impactarão diretamente na aceleração da taxa de inflação e não na taxa propriamente dita. Dado um choque de demanda que faça o produto ficar acima do potencial em  $t$ , a taxa de inflação só voltará ao patamar original se, em  $t+1$ , o produto ficar abaixo do nível potencial. Indo mais a fundo, se supusermos uma Curva de Phillips linear (que é o caso que estamos tratando), o aumento da inflação em  $t$  seria totalmente

<sup>6</sup> Como a inflação em  $t$  só é observada no final do período, a inflação esperada para  $t+1$  será dada pela inflação do período  $t-1$  segundo esse mecanismo de formação de expectativas.

<sup>7</sup> A partir da década de 1970, começaram a ocorrer conjuntamente altas taxas de inflação e altos hiatos do produto (recessão). Isto se deve basicamente aos choques de oferta gerados pela crise do petróleo, entre outros fatores.

compensado se em  $t+1$  a distância entre o produto e o produto potencial fosse exatamente a mesma, porém em sentido contrário ( $Y_{t+1} < \bar{Y}_{t+1}$ )<sup>8</sup>.

Em se tratando de estimações de Curvas de Phillips, uma abordagem como a da equação 3.3 seria muito “ingênua” para se descrever o comportamento real da economia, uma vez que nenhum estudo sobre as defasagens envolvidas no processo foi feito. De mesma forma, esta equação não leva em conta outras variáveis que influenciam diretamente na taxa de inflação (como a taxa de câmbio, por exemplo). Uma publicação do Banco da Inglaterra sobre este assunto [Bank of England Staff (1999)] sugere que a Curva de Phillips na sua forma empírica mais geral seria a seguinte:

$$\pi_t = A(L^{-1})\pi_{t+1} + B(L)\pi_{t-1} + C(L)(U_t - \bar{U}_t) + D(L)(y_t - \bar{y}_t) + E(L)V_t \quad [3.6]$$

onde  $y_t$  e  $\bar{y}_t$  são respectivamente o log do Pib e o log do Pib potencial,  $L$  é um operador de defasagem e  $L^{-1}$  de avanço (os polinômios  $A(L^{-1})$  até  $E(L)$  são polinômios de avanço ou defasagem) e  $V_t$  é um vetor de outras variáveis que influenciam a inflação doméstica (câmbio ou preço dos produtos importados, por exemplo). As variáveis em termos de *gap* (desemprego e produto) capturam os choques de demanda, enquanto que as variáveis em  $V_t$  capturam os choques de oferta.

No caso brasileiro, o modelo de IT empírico sugerido pelo Bacen utiliza dois tipos de Curvas de Phillips alternativas: uma *backward-looking* e outra *forward-looking*. Ambas as curvas incluem, além das variáveis fundamentais da Curva de Phillips que vimos até aqui,

---

<sup>8</sup> Isto não leva em conta a possível assimetria na resposta da inflação frente a choques de demanda. Pode ser que reduções na inflação sejam mais custosas do que aumentos na mesma, de forma que exista um alto grau de rigidez de preços.

uma variável externa (no caso utiliza-se os desvios da taxa de câmbio real, que captam o efeito do *pass-through*) e os lags próprios do mecanismo de transmissão da política monetária.

$$\text{Curva de Phillips Backward-Looking: } \pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 h_{t-1} + \alpha_4 \Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon^{sb} \quad [3.6]$$

$$\text{Curva de Phillips Forward-Looking: } \pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E_t(\pi_{t+1}) + \phi_3 h_{t-1} + \phi_4 \Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon^{sf} \quad [3.7]$$

onde  $h$  é o log do hiato do produto,  $p^f$  o log do índice de preços externo,  $e$  representa o log da taxa de câmbio nominal,  $\varepsilon^{sb}$  e  $\varepsilon^{sf}$  representam o choques de oferta.

A especificação *backward-looking* não inclui a expectativa de inflação, fazendo com que só variáveis observadas sejam utilizadas (o que facilita muito a estimação). Observe, no entanto, que esta curva está sujeita à crítica de Lucas com relação à estabilidade dos parâmetros ao longo do tempo, já que só olha para o passado. Assim, surge a curva *forward-looking*, que inclui a inflação esperada e tenta contornar a crítica de Lucas.

Segundo Bogdanski *et al.* (2000), a equação 3.7 foi testada pelo Bacen, gerando como resultado uma participação média de 60% do componente *forward-looking* na formação da inflação (o que é considerado um resultado pouco realista pela diretoria do Bacen).

Por fim, dois pontos devem ser ressaltados: (1) o coeficiente de *pass-through*, ou seja, o coeficiente de repasse da desvalorização cambial para a inflação ( $\alpha_4$  na versão backward-looking e  $\phi_4$  na forward-looking) foi testado pelo Bacen de várias formas não lineares, porém os resultados foram muito similares à estimação linear; (2) para termos uma Curva de Phillips vertical no longo prazo podemos supor a seguinte restrição sobre os parâmetros

das equações:  $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_4 = 1$  no caso da equação 3.6 e  $\phi_1 + \phi_2 + \phi_4 = 1$  no caso da equação 3.7.

### III.2 – As Demais Equações do Modelo

#### III.2.1 - Curva IS Fiscal

A curva IS descreve o equilíbrio no mercado de bens, ou seja, nos dá os pontos em que os gastos planejados se igualam à produção. Em uma economia aberta, os gastos planejados (demanda por bens) se dividem em consumo, investimento, gastos do governo e exportações líquidas. Utilizaremos em nosso modelo uma forma sintética de se representar a curva IS, contendo apenas algumas variáveis que achamos que deveriam influenciar na demanda por bens da economia. A equação seria da seguinte forma:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \beta_4 pr_{t-1} + \varepsilon_t^d \quad [3.8]$$

onde  $h$  é o log do hiato do produto,  $r$  é o log da taxa de juros real,  $pr$  é o log da necessidade de financiamento do setor público como porcentagem do Pib e  $\varepsilon^d$  representa os choques de demanda.

No nosso modelo de transmissão da política monetária, a curva IS faria o papel de demanda agregada da economia. Isso ocorre porque, dado que o Bacen fixa a taxa de juros e compra ou vende tantos títulos quanto forem necessários para mantê-la, não há a necessidade de modelarmos a curva LM presente nos modelos macroeconômicos teóricos.

A taxa de câmbio real, que representaria o componente “exportações líquidas” da demanda por bens, não entrou no modelo porque estimações do Bacen mostraram que esta não é significativa. A política fiscal, por sua vez, entra no modelo pela variável  $pr$ , que seria uma proxy para os gastos do governo.

Por fim, note que no longo prazo, teríamos o hiato do produto igual a zero, as contas do governo estariam equilibradas e a taxa de juros estaria no seu valor de equilíbrio de longo prazo. Da equação da curva IS teríamos que  $\bar{r} = -\beta_0/\beta_3$ , onde  $\bar{r}$  seria a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo.

### ***III.2.2 - Paridade Descoberta da Taxa de Juros***

A taxa de câmbio entra neste modelo de IT por meio da paridade descoberta da taxa de juros. Esta nos diz que, se os títulos domésticos e estrangeiros são substitutos perfeitos, o retorno de cada um deve se igualar. No caso de haver algum tipo de preferência mais forte por um destes títulos, um prêmio de risco é adicionado ao mesmo de forma que os investidores detenham ambos os tipos de títulos (se não adicionássemos o prêmio, só os títulos preferidos, i.e. com menor risco - supondo agentes avessos ao risco - seriam negociados). Algebricamente, teríamos:

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^* - x_t \quad [3.9]$$

onde  $i$  é o log da taxa de juros nominal doméstica,  $i^*$  é o log da taxa de juros estrangeira,  $e$  representa o log da taxa de câmbio nominal e  $x$  o log do prêmio de risco.

Tirando a primeira diferença da equação 3.9 e supondo que as expectativas da taxa de câmbio nominal são formadas a partir de um passeio aleatório ( $E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t = \eta_t$ ) obteremos a equação final que entrará no modelo:

$$\Delta e_t = \Delta i_t^* + \Delta x_t - \Delta i_t + \eta_t \quad [3.10]$$

Observe que existem duas variáveis exógenas nesta equação: a taxa de juros externa e o prêmio de risco. A taxa de juros externa é facilmente mensurável, porém a segunda variável merece um tratamento mais específico. Um tratamento adequado do prêmio de risco seria associá-lo a fundamentos macroeconômicos, sendo a sugestão de variáveis feita pelo Bacen a seguinte: variáveis fiscais, condições da liquidez e taxas de juros internacionais, performance do mercado de capitais externo, preços dos ativos, perspectivas para a conta corrente e o *rating* do país. Deste modo, modelaríamos o prêmio de risco com a equação a seguir:

$$\Delta X_t = \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta PR_{t-3} + \sum_{j=3}^n \gamma_j Z_{j,t-t_j} \quad [3.11]$$

onde  $X$  é prêmio de risco em pontos base (*SoT – Spread over Treasury*),  $PR$  é a necessidade de financiamento do setor público no conceito primário como % do PIB e  $Z$  representa outras variáveis que influenciam o risco país.

### ***III.2.3 - Regra de Política Monetária***

O instrumento básico de política monetária utilizado pelo Bacen é a taxa de juros. Esta é fixada de acordo com as percepções que o Bacen tem com relação às projeções da taxa de

inflação, crescimento do PIB, contas externas, entre outras. Não podemos tentar modelar de forma perfeita todos os fatores que levam o Bacen a tomar certas decisões de política, porém, podemos tentar estimar equações simples que captem bem os determinantes da política econômica no passado (o que não quer dizer que tal regra será seguida no futuro). Uma regra simples de política monetária é a que atribui pesos diferenciados para o desvio do produto com relação ao produto potencial, o desvio da taxa de inflação com relação à meta e à taxa de inflação do período anterior (que suaviza a regra, tornando a trajetória da taxa de juros menos volátil). Esta equação seria da seguinte forma:

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda[\alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3] \quad [3.12]^9$$

onde  $i$  é o log da taxa de juros nominal,  $\pi$  é o log da taxa de inflação,  $\pi^*$  é o log da meta de inflação e  $h$  é o log de 1 + hiato do produto.

Uma forte objeção a regras deste tipo é que elas estariam olhando somente para trás, o que poderia levar a ciclos de desestabilização inflacionária<sup>10</sup>. Isso ocorreria porque, dado que existem *lags* no mecanismo de transmissão de política monetária, olhar somente para a inflação de hoje e/ou para a inflação passada poderia levar o Banco Central realizar políticas potencialmente desestabilizadoras<sup>11</sup>. Desta forma, o mais correto seria mesmo a utilização de regras que incluíssem a taxa de inflação esperada como um determinante da política monetária de hoje, ou seja, regras *forward-looking*. Este comportamento é muito condizente com a realidade, já que as previsões feitas pelos modelos do Bacen são fontes de

---

9 Note que quando  $\lambda$  é igual a 1, cairemos na consagrada Regra de Taylor. Quando  $\lambda$  está no intervalo (1,0), cairemos numa Regra de Taylor com suavização da taxa de juros.

<sup>10</sup> Para um tratamento formal deste assunto, ver Haldane (1997).

<sup>11</sup> “*In Keynes words: ‘... if we wait until a price movement is actually afoot before applying remedial measures, we may be too late...’*”, Haldane (1997).

informação muito utilizadas nas tomadas de decisão de política monetária e deveriam entrar na regra de política.

Por fim, outra possível regra de política monetária seria a fixação de uma trajetória determinística para a taxa de juros. Isto é exatamente o que o Banco Central faz em seus Relatórios de Inflação Trimestrais, visto que traçar uma trajetória diferente desta para a taxa de juros seria muito perigoso em termos da geração de expectativas por parte dos mercados.

### III.3 – Transmissão da Política Monetária no Modelo

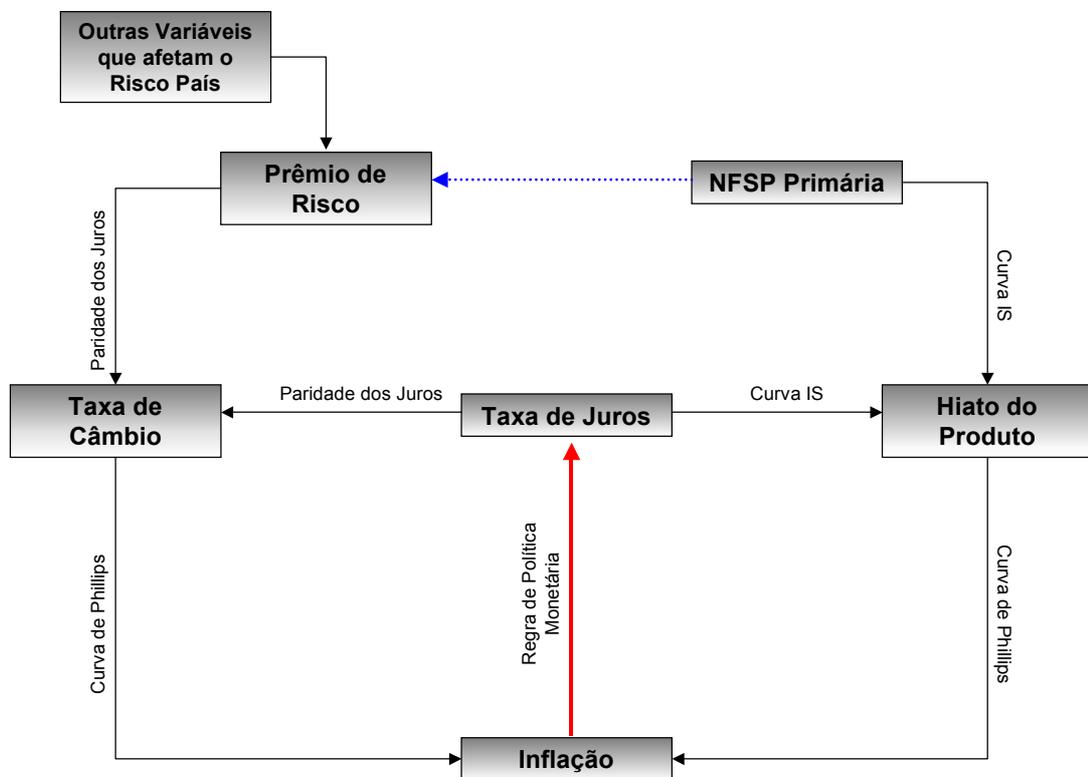
Juntando a curva IS, a Curva de Phillips (*backward-looking*, por simplicidade), a paridade descoberta da taxa de juros e escolhendo uma regra de política monetária (digamos, uma Regra de Taylor suavizada), teremos um modelo para a economia brasileira que tenta explicar de forma simples o mecanismo de transmissão da política monetária:

$$\begin{cases} h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \beta_4 p r_{t-1} + \varepsilon_t^d \\ \pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 h_{t-1} + \alpha_4 \Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon_t^{sb} \\ \Delta e_t = \Delta i_t^* + \Delta x_t - \Delta i_t + \eta_t \\ i_t = (1 - \lambda) i_{t-1} + \lambda [\alpha_1 (\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3] \end{cases} \quad [3.13]$$

Dado este modelo, o mecanismo de transmissão da política monetária é o seguinte: (1) a taxa de juros é determinada pelo Banco Central (ou pela Regra de política monetária); (2) via curva IS obteremos o hiato do produto e, via paridade descoberta da taxa de juros, obteremos a taxa de câmbio; (3) a taxa de câmbio e o hiato do produto nos darão uma taxa de inflação via Curva de Phillips. Outras variáveis influenciam nessa trajetória. A variável fiscal influenciará na determinação do hiato do produto (e na formação do prêmio de risco),

enquanto que o prêmio de risco influenciará na determinação da taxa de câmbio. De mesma forma, o nível de preços externo influenciará na taxa de inflação dada pela Curva de Phillips. O fluxograma a seguir ilustra bem todas as interações entre as variáveis do modelo:

**Fluxo de transmissão de política monetária no modelo do Bacen**



Note que a linha vermelha que liga a inflação à taxa de juros está, na verdade, nos mostrando qual a importância de se estimar esse modelo da economia. Dada uma regra de política monetária, os valores previstos por esse modelo para inflação, produto e câmbio poderão ser usados para geração de cenários para a economia. Estes cenários, por sua vez,

poderão ser usados para ajudar nas decisões futuras de política monetária pelo Banco Central.

#### IV. HIATO DO PRODUTO

O hiato do produto é definido da seguinte forma:

$$H_t = \frac{\bar{Y}_t - Y_t}{\bar{Y}_t} \quad [4.1]$$

onde  $H$  é o hiato do produto,  $Y$  é o PIB total e  $\bar{Y}$  é o PIB potencial.

A equação 4.1 mostra que o hiato do produto depende do PIB potencial. Este último pode ser interpretado de pelo menos duas formas: o produto máximo sustentável no médio/longo prazo, ou o nível de produto que não acelera a inflação. Na verdade, a diferença entre as duas interpretações é tênue, mas como estamos interessados em uma relação entre inflação e nível de atividade, a segunda delas será a adotada neste trabalho. Vale também ressaltar que existe uma grande vantagem do ponto de vista estritamente econométrico de se usar o hiato do produto ao invés do produto em nível, que é o fato da série de hiato ser estacionária, enquanto que a série de produto possui quase sempre uma tendência de crescimento ao longo do tempo.

A dificuldade em se calcular o hiato do produto está justamente na necessidade da série de produto potencial, pois este é uma variável não observável e, portanto, deve ser

calculada de alguma forma. Os métodos de estimação usualmente utilizados por economistas se dividem em métodos univariados e multivariados. No primeiro deles, tenta-se extrair informações sobre o Pib potencial unicamente a partir da série de Pib observada. O segundo utiliza outras variáveis além do Pib na estimação, sendo a metodologia da função de produção um exemplo típico. Este trabalho se limitará aos métodos univariados por motivos de simplicidade, sendo os métodos utilizados os seguintes: tendência linear, filtro Hodrick-Prescott, tendência com picos e a Decomposição de Beveridge-Nelson.

Antes de passarmos ao trabalho com os dados, vale ressaltar alguns pontos: (1) A estimação do Pib potencial é sensível à escolha da data inicial da amostra; (2) no caso de usarmos uma tendência determinística, não é muito relevante estimarmos corretamente o nível (intercepto) da série de Pib potencial, já que isto só terá impactos sobre o nível do hiato calculado e não sobre as suas variações (inclinação); (3) a análise dos métodos de estimação para o produto potencial será baseada na percepção de aquecimento ou recessão da economia em determinados períodos (analisar se a série estimada é coerente com fatos da história econômica brasileira) e na performance de cada hiato na Curva de Phillips estimada (o hiato do produto é tanto melhor, quanto maior a sua significância estatística e o *fit* da Curva de Phillips)<sup>12</sup>. A análise de sensibilidade econômica será feita primordialmente por meio de análises gráficas, enquanto que o *fit* do hiato na Curva de Phillips será analisado somente no Capítulo V. Tendo estes três pontos em mente, podemos agora passar à análise empírica.

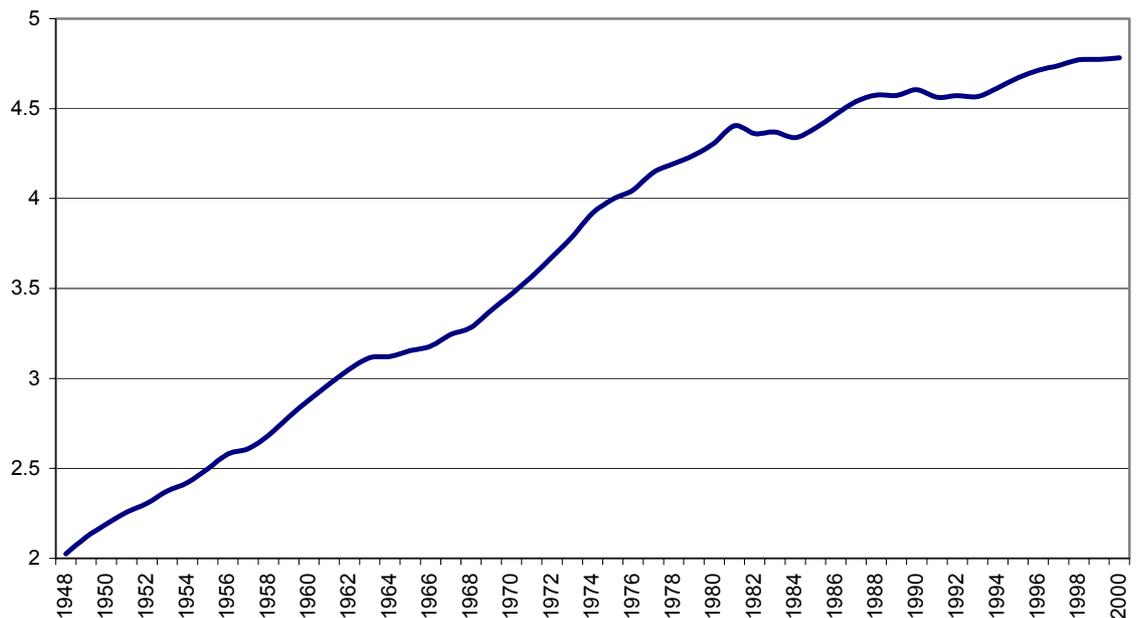
---

<sup>12</sup> Do ponto de vista estritamente econométrico, escolher o hiato do produto que maximiza o *fit* da Curva de Phillips é uma metodologia passível de muitas críticas, de forma que a análise dos resultados deverá ser muito cuidadosa. Vale ressaltar que este método de escolha do hiato do produto já foi utilizado por instituições do peso do Banco da Inglaterra, por exemplo.

#### IV.1 – A Série do PIB Brasileiro

O gráfico 1 a seguir nos apresenta a evolução da série do Pib anual brasileiro ao longo da segunda metade do século XX. Destacamos três períodos em que se verificam diferenças substanciais na tendência de crescimento da série: (1) o primeiro período seria o da famosa taxa média de crescimento por volta de 7% ao ano, que se estende desde 1948 até o início da década de 1980; (2) o segundo período seria a década de 1980, que apresenta taxas de crescimento muito menores e, por isso, foi chamada de “década perdida”; (3) por fim, a década de 1990, que será estudada em mais detalhes a seguir.

*Gráfico 1: Log do Índice do Pib Real (1999=100)*

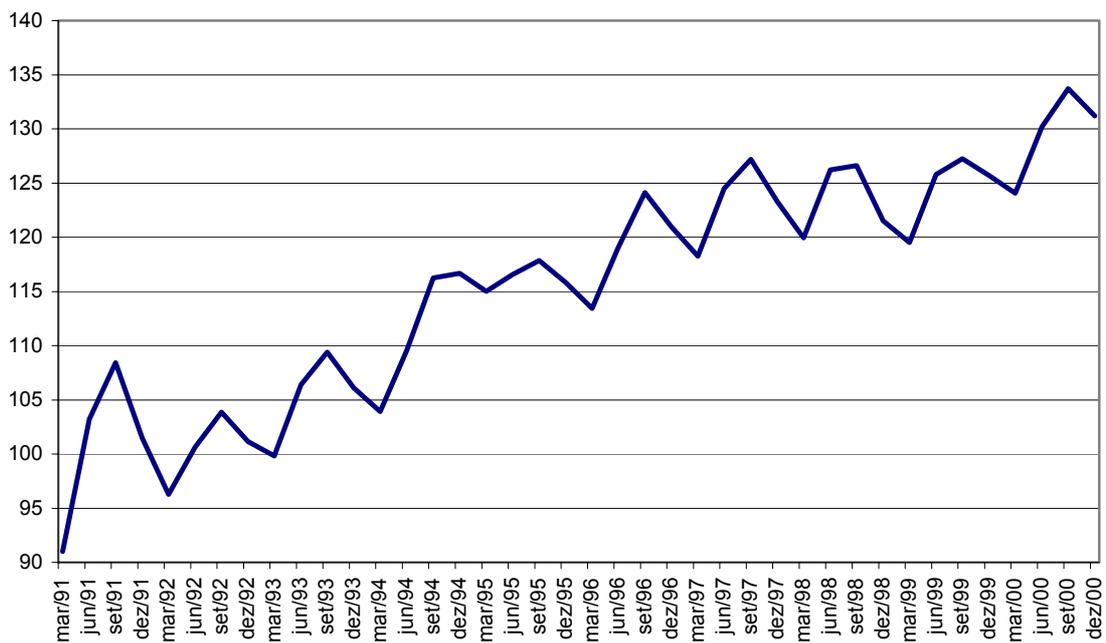


Como o Pib potencial é um “fenômeno” de longo prazo, poderíamos pensar que usar o maior número possível de observações seria o ideal. Entretanto, alguns problemas surgem disso. Primeiro, a série de Pib com periodicidade trimestral só vem sendo calculada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) partir de 1980. Além disso, em 1997

houve uma grande mudança na metodologia de cálculo do Pib, e a série só foi recalculada para trás até 1991, o que dificulta muito o uso da série completa desde 1980. Diante dessas dificuldades, utilizaremos primeiramente a série do Pib a partir de 1991 para o cálculo do Pib potencial. Ao final desta seção faremos uma análise da série de Pib desde 1980 e compararemos os hiatos desde 1980 com os calculados utilizando a amostra menor.

A série trimestral escolhida foi a do Pib total a preços de mercado calculado pelo IBGE desde o primeiro trimestre de 1991 até o último trimestre do ano 2000. Sua evolução no tempo é a seguinte:

*Gráfico 2: Índice do Pib Total a Preços de Mercado (1990=100)*



Observando o gráfico, dois pontos são importantes de se ressaltar: (1) há um forte grau de sazonalidade com pico no terceiro trimestre de cada ano e vale no primeiro; (2) há uma tendência de crescimento ao longo da década que é mais acentuada nos seus anos centrais (1994 e 1995).

Com relação ao primeiro ponto, a sazonalidade será tratada da seguinte forma: cada hiato do produto calculado será dessazonalizado utilizando-se uma regressão auxiliar com dummies trimestrais e extraíndo-se o resíduo estimado. Este resíduo será a série de hiato do produto dessazonalizada<sup>13</sup>.

Já a tendência de crescimento do Pib, que torna esta série não estacionária, pode ser tratada de várias maneiras diferentes e há uma farta literatura já escrita sobre o assunto. Primeiramente, mostramos na tabela a seguir os resultados dos testes Dickey-Füller de raiz unitária<sup>14</sup>:

**Tabela 1: Teste Dickey-Fuller de raiz unitária da série do Pib com início em 1991:1**

	Estatística de teste ADF*	Valor crítico a 5% de significância
$\Delta Y_t = a_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$	1.780177 (4)	1.9507
$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$	1.532066 (5)	2.9499
$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$	2.556320 (4)	3.5426

\*o valor entre parênteses indica o número de diferenças defasadas da série do Pib que foram utilizadas na equação do teste.

O número de defasagens da diferença da variável dependente que entraram nas equações do teste Dickey-Füller foi suficiente para que o autocorrelograma dos resíduos destas equações não apresentasse nenhuma autocorrelação significativa. Note que o teste

<sup>13</sup> Estima-se a equação  $H_t = a_0 + a_1 D_{1t} + a_2 D_{2t} + a_3 D_{3t} + u_t$  onde  $D_{it}$  são dummies trimestrais. A série de resíduos estimados  $\{\hat{u}\}$  será o hiato do produto dessazonalizado.

<sup>14</sup> Para realizar o teste Dickey-Füller, estima-se uma das equações abaixo:

$$\Delta Y_t = a_1 Y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 t + \epsilon_t$$

sendo que a hipótese nula do teste indica a existência de raiz unitária, ou seja,  $H_0 : a_1 = 0$  (ou seja, a série seria não estacionária). Uma extensão do teste é a que inclui defasagens da própria diferença da série nas equações, por exemplo, para a primeira equação teríamos:

$$\Delta Y_t = a_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$$

Por conter estes novos regressores, este teste é chamado de Dickey-Füller Aumentado (ADF),.

revela que a série do Pib é realmente não estacionária em qualquer um dos casos, o que é um resultado bastante robusto. Entretanto, temos que tomar cuidado com o fato de que ao incluirmos defasagens da diferença da série estamos diminuindo a potência do teste, o que pode nos levar a aceitar a hipótese nula de presença de raiz unitária, mesmo quando esta é falsa. De qualquer forma, assumindo que os resultados do teste são válidos, a retirada da tendência da série do Pib se torna essencial para a futura estimação da Curva de Phillips<sup>15</sup>.

#### IV.2 – Tendência Linear

O método mais simples de cálculo do Pib potencial é a tendência linear. Esta é feita a partir de uma regressão do Pib em uma tendência determinística  $\{t\}$ , sendo o resultado uma reta com inclinação constante:

$$Y_t = a_0 + a_1 t + u_t \quad [4.2]$$

As vantagens deste método estão na sua simplicidade de cálculo e na clareza dos resultados que dele derivam. Além disso, determinar o nível da série de Pib potencial usando uma tendência linear é completamente desnecessário, visto que qualquer variação de intercepto só alteraria o nível da série de hiato do produto<sup>16</sup>. Uma outra vantagem desse método é que, já que o Pib potencial possui uma inclinação constante, previsões para o Pib poderão ser feitas a partir de previsões para o hiato do produto (que é o que a Curva de

---

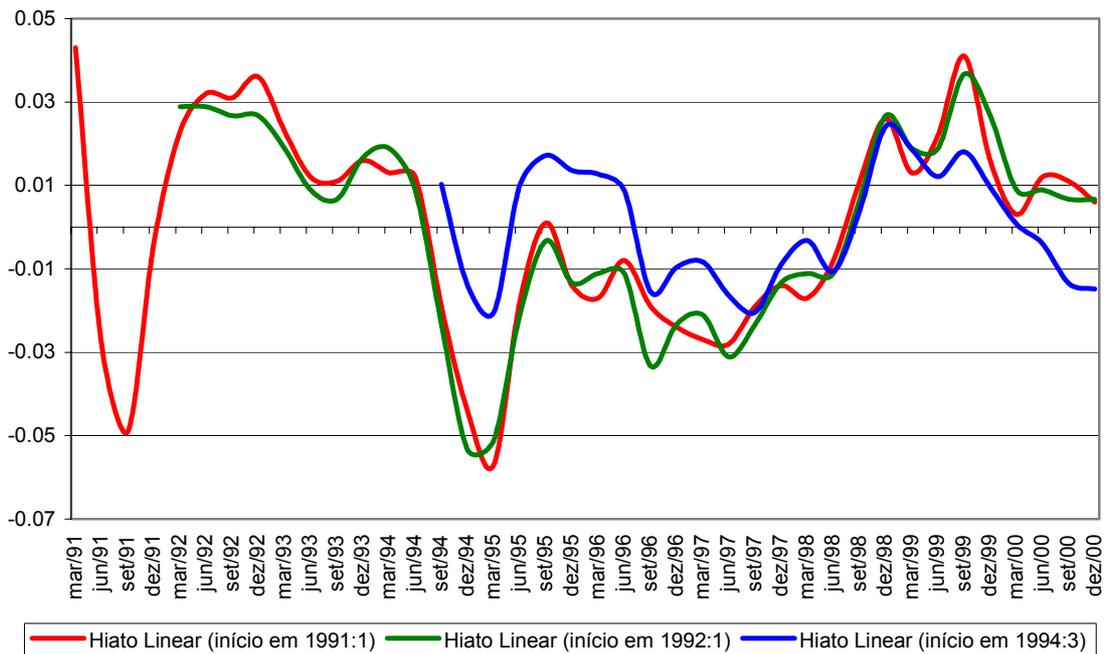
<sup>15</sup> A famosa metodologia Box & Jenkins nos recomendaria tirar diferenças da série do Pib para torná-la estacionária. Entretanto, os testes Dickey-Fuller feitos com a série do Pib em primeiras diferenças continuam indicando a presença de raiz unitária. Assim, a simples diferenciação de primeira ordem da série não basta para esta se tornar estacionária. Na realidade, somente a segunda diferença da série indica estacionariedade, porém esta já perde muito do significado econômico. Este resultado é um incentivo a mais para procurarmos outros métodos que permitam a retirada da tendência da série do Pib.

<sup>16</sup> Diferentes interceptos levam a deslocamentos verticais da série de hiato, não havendo impactos nas variações da mesma.

Phillips efetivamente nos permite fazer no modelo de IT em questão). Entretanto, assumir uma tendência de crescimento determinística é uma metodologia bastante controversa, visto que esta não leva em conta mudanças tecnológicas que têm efeitos permanentes sobre a linha de tendência do Pib.

Vimos que a escolha da data inicial da amostra usada no cálculo do Pib potencial acarretará em diferenças no hiato do produto. Assim, no gráfico a seguir, estão mostrados os resultados das estimações de hiatos do produto usando tendências lineares com diferentes períodos iniciais<sup>17</sup>:

**Gráfico 3: Hiato do Produto Dessazonalizado - Tendência Linear**



Note que os hiatos parecem seguir a mesma trajetória a partir de 1994:3, porém existem algumas diferenças principalmente nas amplitudes dos movimentos das séries. As

<sup>17</sup> Só estaremos interessados nas séries a partir de 1994:3, porque a Curva de Phillips será estimada somente a partir desta data.

séries com início em 1991:1 e 1992:1 mostram o produto muito abaixo do potencial nos anos de 1992 e 1993. Dada a forte instabilidade política e econômica deste momento (impeachment do presidente Fernando Collor e transição para o governo de Itamar Franco) já era de se esperar um nível de produção bastante deprimido, mas ainda assim, o movimento parece estar um pouco exagerado principalmente na série com início no primeiro trimestre de 1991. De mesma forma, a série com início em 1994:3 exagera bastante o aquecimento da economia ao longo do ano 2000, o que nos leva a crer que a série com início em 1992:1 é a mais realista do ponto de vista da sensação econômica no período analisado.

#### IV.3 - Filtro Hodrick-Prescott – Experimentando com os Lambdas

Ao contrário da tendência linear, o filtro de Hodrick-Prescott (HP) é uma metodologia que gera uma tendência “parcialmente” estocástica<sup>18</sup>. Segundo o filtro HP, a série de Pib potencial seria calculada minimizando-se a seguinte soma de quadrados:

$$\xi = (1/T) \sum_{t=1}^T (Y_t - \mu_t)^2 + (\lambda/T) \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2 \quad [4.2]$$

onde  $\mu$  é a série de Pib potencial,  $T$  é o número de observações e  $\lambda$  é uma constante.

Note que  $\xi$  é somente a variância de  $Y_t$  em torno de  $\mu_t$  penalizada pela segunda diferença da série ao quadrado, que serve para suavizar a série de Pib potencial. O  $\lambda$  é uma

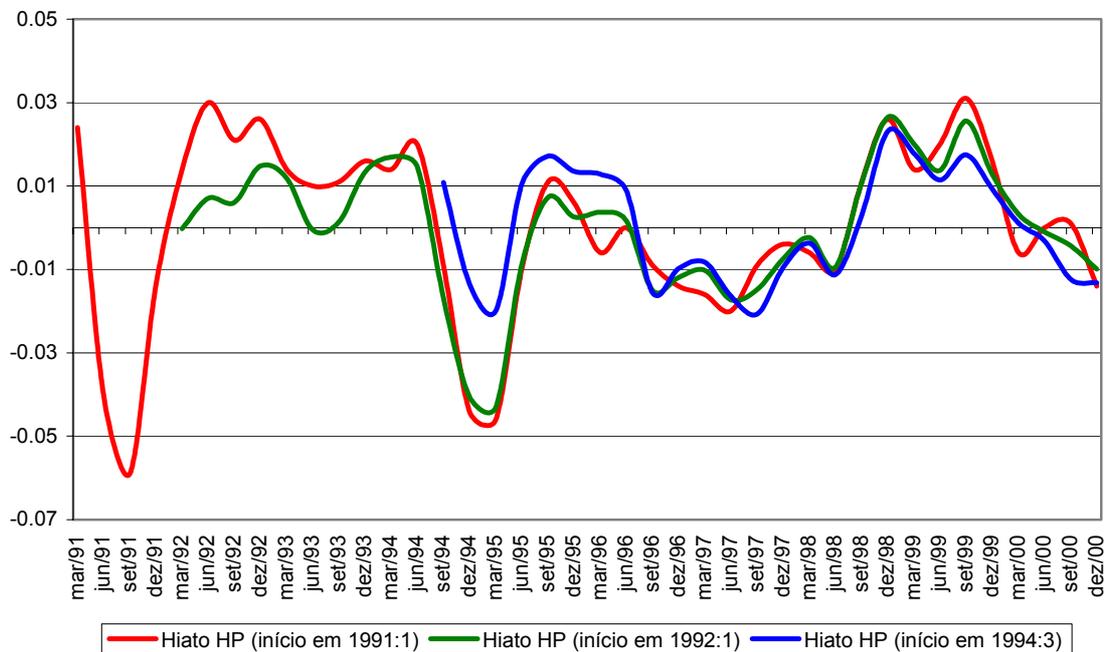
---

<sup>18</sup> Utilizei “parcialmente” devido o fato desta tendência não possuir uma inclinação constante, porém não poder ser chamada de tendência estocástica.

constante arbitrária que representa o custo ou penalidade por se incorporar flutuação à tendência. Quanto maior o  $\lambda$ , maior importância será dada às variações da série de tendência ( $\Delta\mu_{t+1} - \Delta\mu_t$ ) e a minimização nos levará a uma série de tendência HP mais próxima da linear (quanto mais a tendência se aproximar da linha reta, menor a variação  $\Delta\mu_{t+1} - \Delta\mu_t$ ). De mesma forma, quando o  $\lambda$  é nulo, nenhuma importância é dada ao custo de flutuação da série e a tendência HP se iguala à própria série (se  $\lambda=0$ , o segundo termo de 4.2 some e o valor que minimiza  $\xi$  é  $\mu_t=Y_t$ ).

Usando o valor padrão do  $\lambda$  para dados trimestrais de 1600, estimamos as seguintes séries de hiato do produto:

**Gráfico 4: Hiato do Produto Dessazonalizado - Filtro HP (lambda=1600)**



Olhando para o gráfico 4, podemos reparar que os hiatos calculados por tendência HP têm praticamente as mesmas características dos calculados por tendência linear. Isto pode

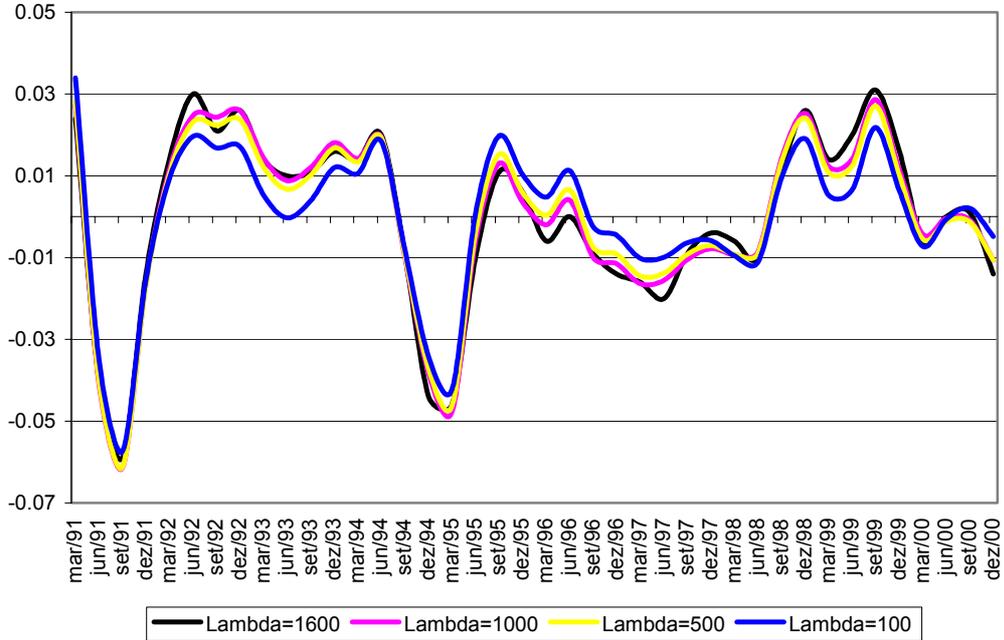
estar acontecendo por estarmos com uma amostra muito pequena que tem uma tendência de crescimento quase constante ao longo de todo o período, de forma que a tendência HP acaba assemelhando-se muito à tendência linear<sup>19</sup>. Apesar disso, note que todos os hiatos do produto calculados por filtro HP superestimam o aquecimento da economia brasileira no ano 2000. Isso nos faz pensar, pelo menos inicialmente, que a tendência linear com início em 1992:1 seria superior a todas os hiatos calculados por tendência HP.

Faremos agora um rápido exercício utilizando o filtro HP. Como vemos na fórmula 4.2, a escolha do  $\lambda$  se torna um aspecto fundamental no cálculo da tendência HP. O exercício proposto se resume ao seguinte: tomar a série de Pib com início em 1991:1 e experimentar diferentes valores de  $\lambda$  para o cálculo do hiato do produto, de forma que depois possamos comparar como a escolha do parâmetro de suavização da série altera nossos resultados. Nos limitaremos a diminuir o valor do  $\lambda$  já que a tendência HP com o valor padrão de  $\lambda$  (1600) está gerando uma tendência quase linear. O resultado das estimações é apresentado no gráfico a seguir:

---

<sup>19</sup> Intuitivamente, isto ocorreria porque tomando uma amostra muito pequena, podemos ter a impressão da tendência ser uma reta, enquanto que se dispuséssemos de uma amostra maior, poderíamos obter tendências mais suavizadas.

**Gráfico 5: Hiato HP Dessazonalizado: Experimentando com os Lambdas (início 1991:1)**



Note que o hiato com o maior  $\lambda$  tende a mostrar efeitos mais pronunciados de recessões e aquecimentos da economia. Isto ocorre porque quanto maior este parâmetro, menos suavizada será a linha de tendência. Os outros hiatos seguem o mesmo padrão, sendo o hiato com  $\lambda=100$  o que apresenta menor variância (como já era de se esperar, visto que a tendência é mais suavizada). Como podemos observar no gráfico acima, a diminuição do valor do  $\lambda$  faz com que o desaquecimento da economia nos anos de 1992 e 1993 e o aquecimento no ano 2000 sejam menores, nos levando a resultados mais realistas do ponto de vista da sensibilidade econômica do período. Assim, o relativamente baixo valor do  $\lambda$  padrão do filtro HP é que pode ser a causa dos resultados pouco realistas obtidos ao usarmos esta metodologia.

#### IV.4 – Metodologia de Picos

Para ilustrar esta metodologia, tome o exemplo simples de uma fábrica qualquer, vamos dizer, uma fábrica de automóveis. Se esta fábrica já produziu 3000 carros em um mês, então a sua capacidade produtiva é de, no mínimo, 3000 carros por mês. Mesmo que no mês seguinte esta fábrica passe a produzir somente 2000 carros, ainda assim ela seria capaz de produzir 3000 carros como no mês anterior se fosse necessário. A única forma desta fábrica não ser mais capaz de produzir os 3000 carros seria se máquinas fossem jogadas fora, ou se a força de trabalho diminuísse (por migrações, por exemplo).

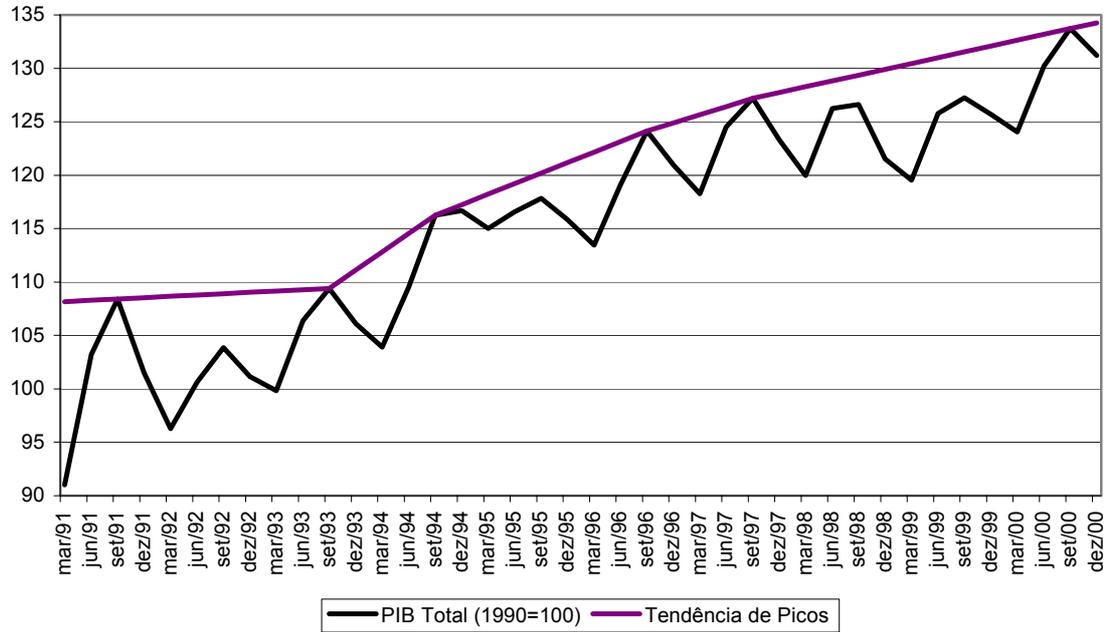
Esta mesma idéia pode ser generalizada para uma economia como um todo: se um país produziu uma determinada quantidade de produtos (a preços constantes) em um ano, então ele será capaz de produzir, no mínimo, esta mesma quantidade nos períodos seguintes<sup>20</sup>. Assim, se escolhermos certos picos de produção (momentos em que a produção supostamente esteve no máximo), poderemos traçar retas que indicariam o produto potencial em cada período. Este, por sua vez, seria sempre maior (ou igual) no período seguinte do que no atual, visto que supomos que não houve destruição de capacidade produtiva no caso brasileiro. O gráfico 6 a seguir mostra o Pib potencial calculado segundo esta metodologia<sup>21</sup>:

---

<sup>20</sup> É claro que num prazo mais longo pode haver destruição de capacidade produtiva por causa da depreciação se não forem feitos os investimentos mínimos necessários para cobri-la. De mesma forma, uma guerra também poderia destruir capacidade produtiva. Entretanto, deixamos de lado estes casos extremos, pois certamente a economia brasileira não se enquadra em nenhum dos dois na década de 1990.

<sup>21</sup> Os pontos de mudança de inclinação do Pib potencial foram: 1993:3, 1994:3, 1996:3 e 1997:3.

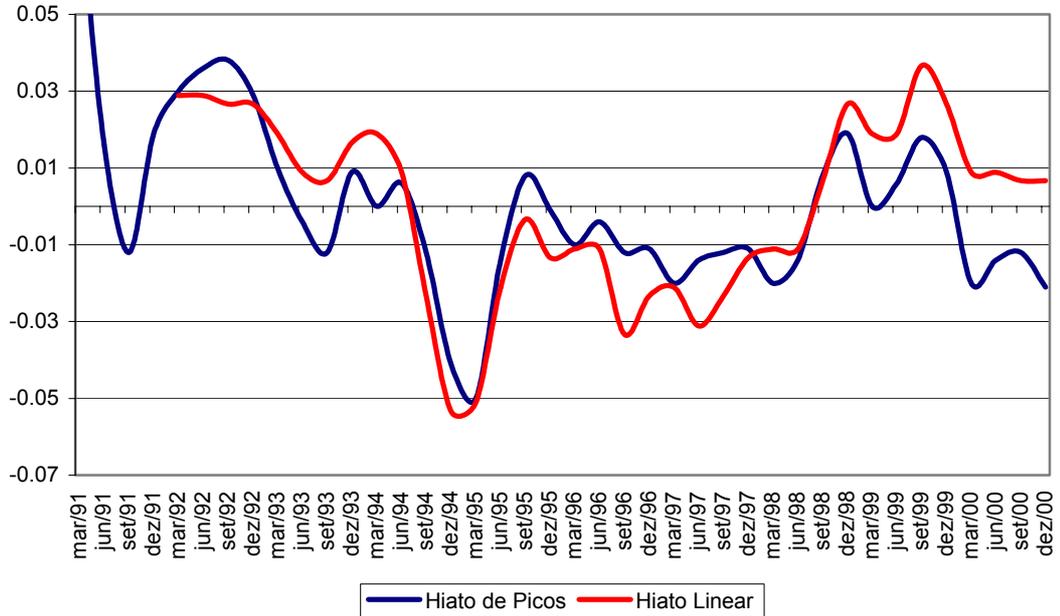
**Gráfico 6: Produto Potencial Segundo Metodologia de Picos**



Note que esta metodologia se resume a escolher arbitrariamente, ou seja, com base em algum critério apenas intuitivo<sup>22</sup>, pontos de máximo local e ligá-los. O hiato do produto dessazonalizado é mostrado a seguir:

<sup>22</sup> Note observando o gráfico, que os pontos de máximo local escolhidos foram os que não permitiam que o Pib potencial tivesse uma inclinação negativa. Isso ocorreu nos picos dos ciclos de sazonalidade, que se dão no terceiro trimestre de cada ano.

**Gráfico 7: Hiato Picos Dessazonalizado Vs. Hiato Linear Dessazonalizado (início em 1991:1)**



Comparando com o hiato linear com início em 1992:1, o resultado utilizando-se a metodologia de picos não parece muito realista, dado que a economia brasileira não parecia estar tão aquecida no ano 2000. De mesma forma, os anos de 1992 e 1993 apresentam uma recessão muito maior do que a mostrada pelo hiato calculado por tendência linear.

#### IV.5 – Decomposição de Beveridge-Nelson

A metodologia de Beveridge-Nelson nos permite decompor qualquer série gerada a partir de um processo ARIMA (p,1,q) em um componente de tendência estocástica e um componente irregular. A decomposição formal a partir de um modelo ARIMA(p,1,q) genérico está desenvolvida no Apêndice, de forma que só mostraremos nesta seção os passos necessários à operacionalização deste método. Na prática, seguimos a seguinte sequência:

- (a) Estima-se o melhor modelo ARMA possível para a série de primeiras diferenças do Pib.
- (b) Use o modelo ARMA estimado para calcular as previsões de um até  $s$  passos à frente para cada observação  $t$  (ou seja, ache  $E_t \Delta y_{t+s}$  para cada valor de  $t$  e  $s$ ). Cada valor da série de Pib potencial será dado pela seguinte soma:

$$\mu_t = E_t(\Delta y_{t+s} + \Delta y_{t+s-1} + \dots + \Delta y_{t+1}) + y_t$$

onde  $\mu_t$  é o valor em  $t$  do Pib potencial, segundo uma tendência estocástica calculada pela decomposição de Beveridge-Nelson.

- (c) O componente irregular da série é obtido subtraindo-se  $\mu_t$  de  $y_t$  para cada  $t$ , de forma que o que resta é  $-E_t(\Delta y_{t+s} + \Delta y_{t+s-1} + \dots + \Delta y_{t+1})$ .

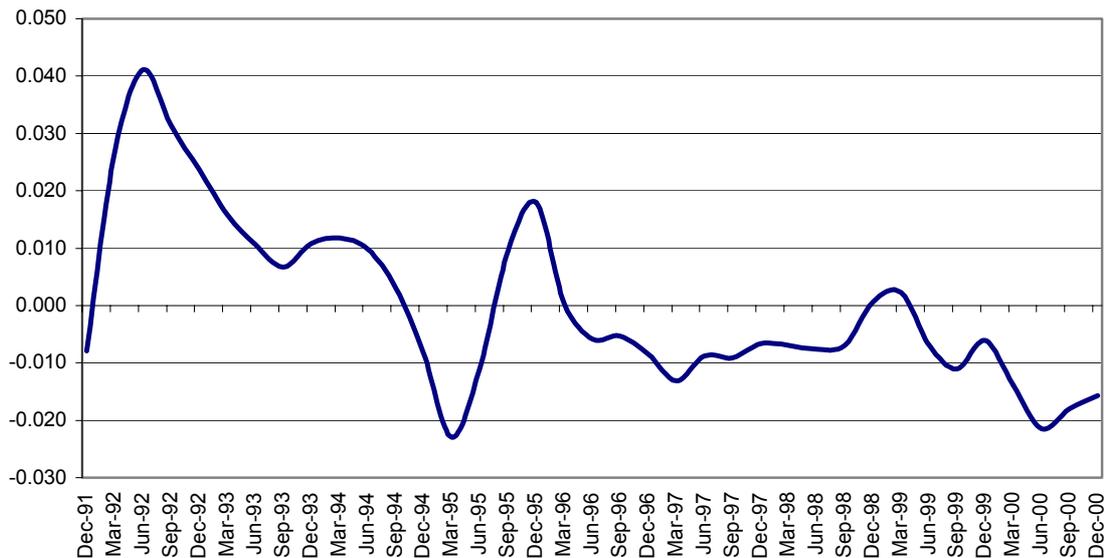
Seguindo os passos descritos acima, o melhor modelo ARMA para a primeira diferença da série do Pib que conseguimos estimar foi um AR(2), cujos resultados são apresentados a seguir:

**Tabela 2: Modelo AR(2) Para a Primeira Diferença do Pib**

Variável Dependente: D(Pib)		
	coef.	p-valor
C	0.204	0.0%
D(Pib) <sub>t-1</sub>	0.087	30.0%
D(Pib) <sub>t-2</sub>	0.079	0.0%
$\bar{R}^2$	74.3%	
$\bar{R}^2$	72.7%	
S.E. of regression	2.1	
Prob(F-statistic)	0.00%	

Procedendo aos passos seguintes<sup>23</sup> e depois dessazonalizando a série de hiato resultante por meio de dummies trimestrais (como vínhamos fazendo nos demais casos), obtivemos o seguinte resultado:

**Gráfico 8: Hiato Calculado Segundo Tendência Beveridge-Nelson Dessazonalizado**



A observação do gráfico acima deixa claro que o problema do aquecimento da economia durante o ano de 2000, que já vinha sendo verificado nos hiatos calculados por tendência HP e alguns dos lineares, continua a ocorrer mesmo quando usamos este método de cálculo para a tendência estocástica. Na próxima seção, estenderemos nossa análise para o caso de utilizarmos a série de Pib desde 1980.

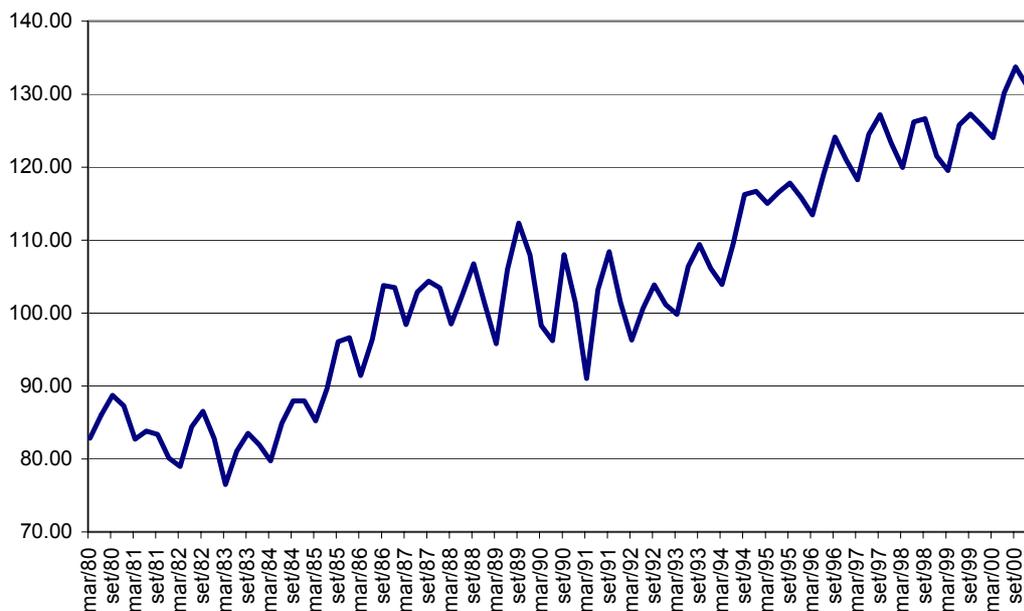
#### IV.6 – A Série do Pib Desde 1980

Vimos que a série do Pib trimestral sofreu uma grande mudança metodológica a partir de 1990. Esta mudança visou adequar o cálculo do Pib brasileiro aos padrões estabelecidos

<sup>23</sup> Calculamos previsões da diferença do Pib até 50 passos à frente.

mundialmente pela ONU - *System of National Accounts* de 1993. De forma muito resumida, a principal mudança foi que o cálculo do Pib trimestral até 1990 era feito a preços fixos de 1980, enquanto que a nova metodologia utiliza preços do ano anterior (base móvel). Apesar desta importante mudança, podemos tentar obter uma aproximação para a série de Pib desde 1980 jogando-se as variações percentuais do índice do Pib trimestral de cada trimestre calculadas pela metodologia antiga em cima do índice do Pib de 1991 calculado pela metodologia nova. O resultado é o seguinte:

**Gráfico 9: Série de Pib a Preços de Mercado Encadeada Desde 1980<sup>24</sup>**



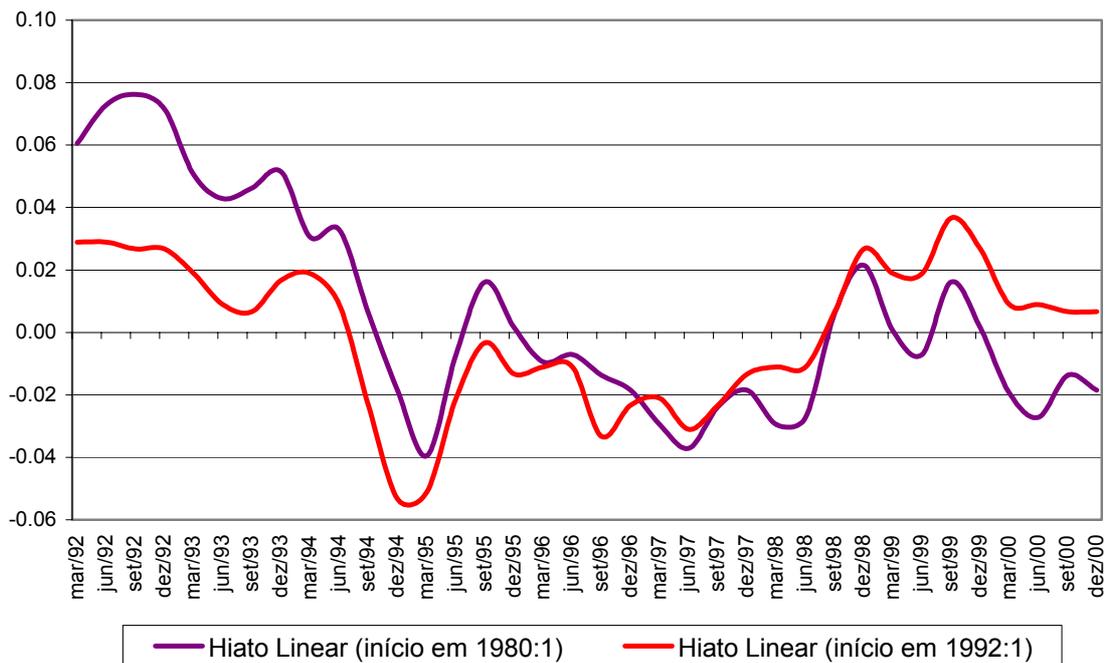
Apesar desta ser uma metodologia incorreta, já que estamos agregando duas séries de metodologias de cálculo bem diferentes, podemos pensar em utilizá-la somente como uma *proxy* para o que seria uma série de Pib com início em 1980. Note que esta série parece bastante coerente com os fatos econômicos que marcaram a década de oitenta, sendo os

<sup>24</sup> Existe uma série do Pib trimestral calculada pelo IPEA que tenta reproduzir a nova metodologia de cálculo do Pib para trás, até o primeiro trimestre de 1980. Como não tivemos acesso aos cálculos utilizados para se chegar a esta série preferimos utilizar a proxy descrita no texto (jogar as variações percentuais da série antiga na série nova).

primeiros anos caracterizados pela recessão que se seguiu ao segundo choque do petróleo e os anos seguintes ao Plano Cruzado (1986) experimentando uma grande utilização da capacidade produtiva ociosa investida no II PND (que teve início na segunda metade da década de 1970).

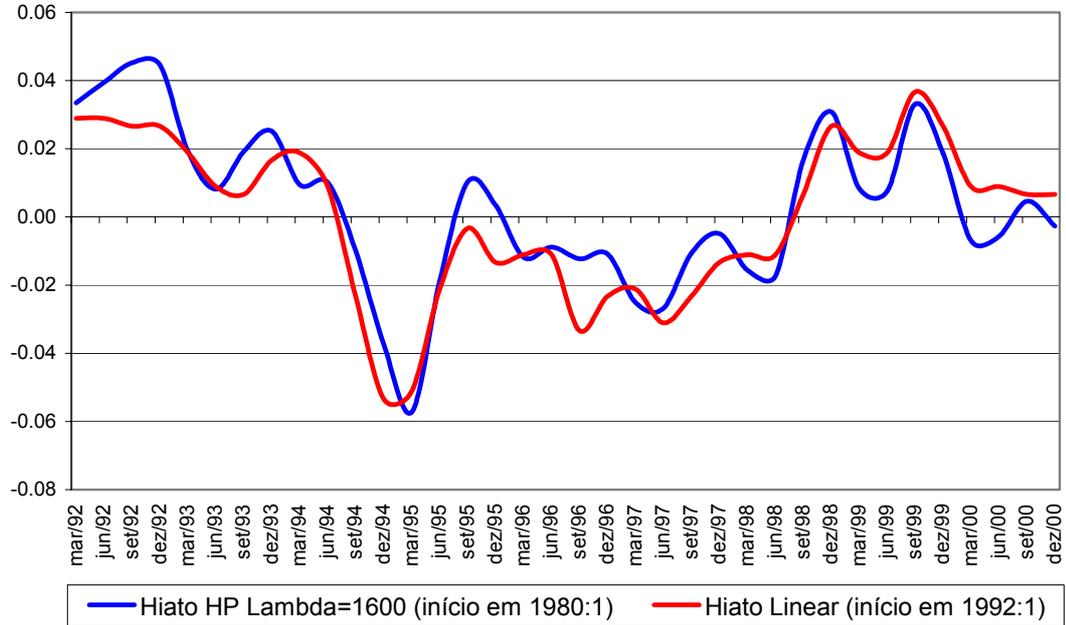
Podemos agora calcular os hiatos do produto da mesma maneira que viemos calculando até aqui, de forma que poderemos comparar os resultados. Os hiatos são apresentados nos gráficos que seguem<sup>25</sup>:

**Gráfico 10: Hiato Linear Dessaz. (início em 1980:1) Vs. Hiato Linear Dessaz. (início em 1992:1)**

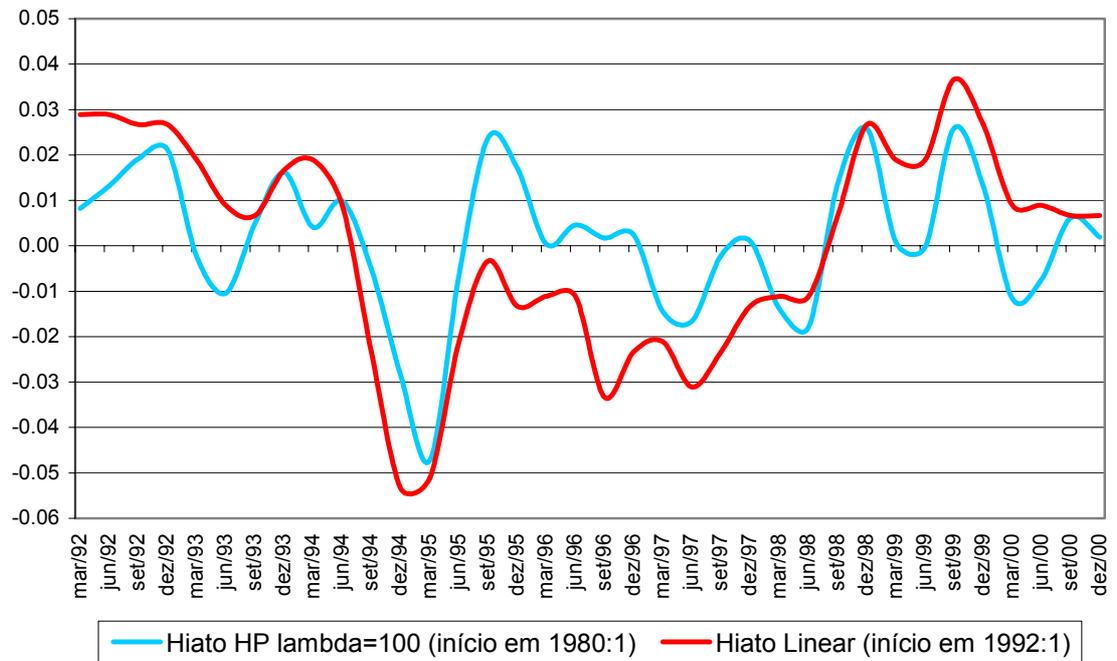


<sup>25</sup> Só são mostrados os resultados a partir de 1992:1, que engloba o período mais relevante para a estimação da Curva de Phillips. O hiato linear com início em 1992:1 é apresentado nos gráficos como base para comparação dos resultados. Note que a metodologia de picos não é feita para a série desde 1980 porque os resultados não mudariam.

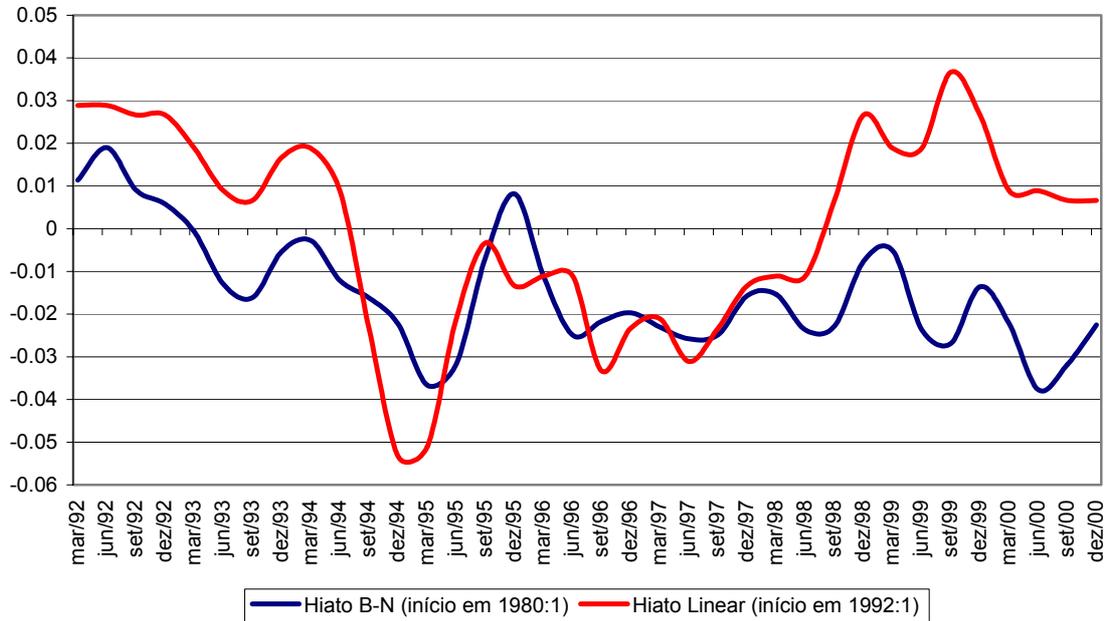
**Gráfico 11: Hiato HP Dessaz. Lambda=1600 (1980:1) Vs. Hiato Linear Dessaz. (1991:1)**



**Gráfico 12: Hiato HP Dessaz. Lambda=100 (1980:1) Vs. Hiato Linear Dessaz (1991:1)**



**Gráfico 13: Hiato Beveridge-Nelson Dessaz. (1980:1) Vs. Hiato Linear Dessaz. (1992:1)**



Olhando para o gráfico 10, observamos que o hiato do produto calculado desde 1980:1 com tendência linear superestima demais a recessão dos anos de 1992 e 1993. Além disso, este sugere um aquecimento da economia em 2000 que, como já vimos, não está de acordo com a nossa sensibilidade econômica para este período. Os gráficos 11 e 12 já apresentam um resultado muito mais próximo do que esperávamos para a série do hiato do produto, porém estes continuam a mostrar um certo aquecimento da economia no início do ano 2000 que certamente é espúrio. Note que a comparação dos gráficos 10 e 11 nos revela que a série com início em 1980 é muito mais sensível ao valor escolhido para o parâmetro  $\lambda$  do que a série com início em 1991:1, o que já era de se esperar, visto que a série mais ampla dá maiores possibilidades do filtro HP capturar mudanças na tendência do Pib (lembre que utilizando o filtro HP na série desde 1991:1 o resultado já é quase uma tendência quase linear). Por fim, utilizando-se uma tendência estocástica de Beveridge-Nelson, os

resultados são bastante insatisfatórios, visto que este hiato superestima os aquecimentos da economia.<sup>26</sup>

#### **IV.7- Principais Resultados Das Análises Gráficas**

Resumiremos abaixo as principais conclusões a que chegamos ao final deste capítulo:

1. Segundo a análise gráfica, a série de hiato do produto é bastante sensível à data inicial escolhida para o cálculo do produto potencial e ao método de cálculo do mesmo utilizado;
2. O hiato do produto calculado utilizando-se uma tendência linear calculado desde 1992:1 parece ser o que melhor se adapta à nossa sensibilidade econômica para todo o período relevante (1994:3 até 2001:1);
3. O hiato do produto calculado pelo filtro Hodrick-Prescott é sensível ao valor do coeficiente de suavização  $\lambda$ . A análise gráfica revelou que quanto menor o valor deste parâmetro (quanto mais suavizada for a tendência), mais o hiato do produto se aproxima da nossa sensação para o período.
4. A metodologia de picos não gera bons resultados por superestimar momentos de recessão e aquecimento da economia.
5. A decomposição de Beveridge-Nelson continua a revelar um certo aquecimento da economia no ano 2000, de modo que esta não parece ser uma boa medida de desequilíbrio real da economia.

---

<sup>26</sup> O filtro de Beveridge-Nelson foi utilizado na série desde 1980, sendo o melhor modelo ARMA para a diferença da série um AR(2) e o horizonte de previsão utilizado foi de 50 passos à frente.

6. A série do Pib desde 1980 gera resultados parcialmente coerentes com a nossa sensibilidade econômica nos casos de usarmos o filtro HP. É interessante notar que a série de hiato calculada pelo filtro HP é mais sensível à escolha do  $\lambda$  do que a série com início em 1991:1. Quanto ao filtro de Beveridge-Nelson, vimos que seus resultados superestimam os aquecimentos da economia em diversos períodos. Vale lembrar que, por problemas de disponibilidade de dados, a série do Pib desde 1980 é apenas uma proxy do que deveria ser a série real.

Passaremos agora à segunda etapa da pesquisa empírica que visa estimar diversas versões da Curva de Phillips e analisar como diferentes hiatos do produto se comportam nas mesmas.

## **V. ESTIMANDO A CURVA DE PHILLIPS**

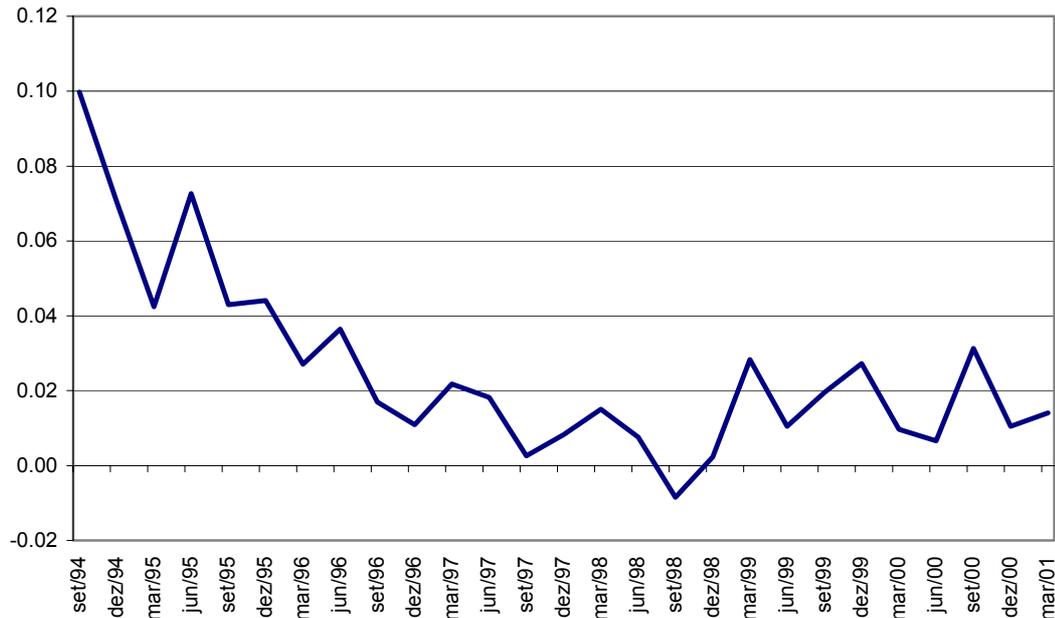
Passaremos agora para a estimação da Curva de Phillips como sugerido no Capítulo 3 desta pesquisa. Este Capítulo será dividido em três partes: uma interessada em estimar a Curva de Phillips backward-looking, a outra interessada em estimar a forward-looking e a última contendo especificações alternativas para esta equação. Porém, antes de passarmos às estimações, temos que analisar as séries de dados das demais variáveis que compõem a Curva de Phillips.

### **V.1- As Séries de Inflação e Câmbio**

O índice de inflação escolhido para a estimação da Curva de Phillips é o IPCA. Este índice é o utilizado pelo Bacen como variável objetivo na condução da política monetária segundo o regime de Inflation Targeting implantado em 1999 e, por isso, é o índice de maior interesse para os economistas envolvidos em estudar modelos estruturais para a economia brasileira. A série de inflação trimestral foi obtida acumulando as variações percentuais mensais do índice e depois tirando o logaritmo da série acrescida de uma

unidade<sup>27</sup>. O gráfico da série, bem como os seus testes Dickey-Füller de estacionariedade são apresentados a seguir e revelam que a série é estacionária.

**Gráfico 14: Taxa de Inflação Trimestral Medida Pelo IPCA**



**Tabela 3: Teste Dickey-Fuller de raiz unitária da série de Inflação**

	Estatística de teste ADF*	Valor crítico a 5% de significância
$\Delta Y_t = a_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$	2.974507 (2)	1.9559
$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$	3.195276 (1)	2.9850
$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$	3.710363 (4)	3.5943

\*o valor entre parênteses indica o número de diferenças defasadas da série do Pib que foram utilizadas na equação do teste.

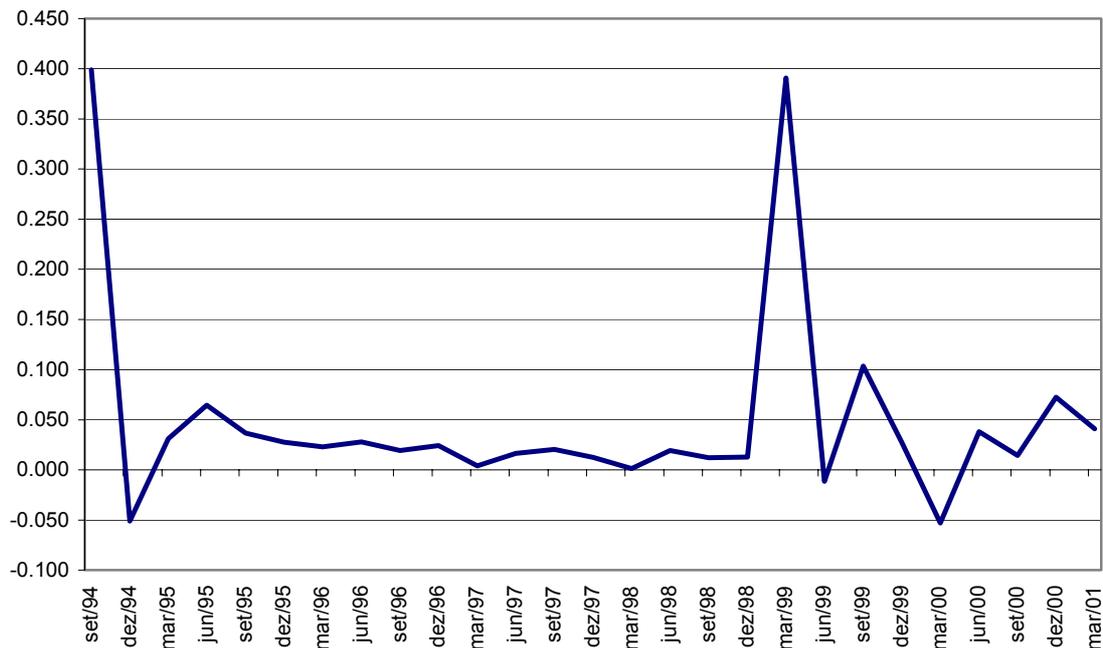
\*\* Y é a série a se testar. No caso é a série do IPCA.

A variável que captura os choques advindos dos mercados externos neste modelo é simplesmente a soma dos logaritmos da taxa de câmbio e do índice de preços internacionais. Utiliza-se a taxa de câmbio mensal R\$/US\$ comercial média e sem finais de semana. A taxa trimestral é obtida simplesmente tirando a média das taxas mensais. O

<sup>27</sup> Já que a taxa de inflação é negativa em alguns períodos, somamos uma unidade a cada valor da série para podermos tirar o logaritmo da mesma.

índice de preços internacionais escolhido é o PPI (Producers Price Index) americano *all commodities*. A seguir apresentamos o gráfico e os testes de raiz unitária Dickey-Füller para diferença da soma destas duas variáveis:

**Gráfico 15: Taxa de Inflação Internacional (PPI) + Câmbio R\$/US\$**



**Tabela 4: Teste Dickey-Fuller de raiz unitária da série de Inflação Internacional + Câmbio R\$/US\$**

	Estatística de teste ADF*	Valor crítico a 5% de significância
$\Delta Y_t = a_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$	2.940868 (1)	1.9552
$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$	3.831930 (1)	2.9850
$\Delta Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \epsilon_t$	3.799623 (1)	3.6027

\*o valor entre parênteses indica o número de diferenças defasadas da série do Pib que foram utilizadas na equação do teste.

\*\* Y é a série a se testar. No caso é a série de primeiras diferenças do Câmbio + Inflação Externa (PPI).

No período que se estende desde o início de 1995 até o início de 1999 a taxa de câmbio esteve administrada, por isso o gráfico mostra poucas variações da série neste período. Já o

salto em janeiro de 1999 no gráfico representa a desvalorização do Real que se seguiu à crise cambial. O teste de estacionariedade revelou que esta variável também é estacionária.

## V.2- Estimação da Curva de Phillips na Versão Backward-looking

Estimaremos a seguir a Curva de Phillips na versão backward-looking com na equação 3.6 mostrada anteriormente. Já que todas as variáveis que entram nesta estimação são observadas e estacionárias, procederemos utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), cujos resultados são mostrados na tabela 4 a seguir.

Como podemos notar, de forma geral os resultados destas estimações estão muito longe do que esperávamos, visto que o hiato do produto calculado pela maioria das metodologias desenvolvidas não foi significativa. Além disso, o coeficiente de determinação das regressões é relativamente baixo, ficando um pouco abaixo de 57% em todos os casos. Note que as defasagens da própria taxa de inflação foram significantes em todos os casos, o que indica a existência de algum grau de realimentação da taxa de inflação provavelmente advindo dos vários anos de alta inflação pré-Plano Real. Uma ressalva deve ser feita ao Hiato calculado por tendência de Beveridge-Nelson com início em 1991:1, pois este se mostrou quase significativa e com o sinal correto.

Podemos também estimar a Curva de Phillips impondo a restrição de verticalidade de longo prazo, ou seja, supomos válida a restrição de que todos os coeficientes estimados com exceção do coeficiente do hiato do produto somam uma unidade. Para fazer isso, estimamos uma regressão considerando que o coeficiente da variável de câmbio  $\alpha_4$  equivale a  $1 - \alpha_1 - \alpha_2$ . As estimativas são apresentadas na tabela 5.

Tabela 5: Curva de Phillips Backward-Looking Irrestrita

		Variável Dependente: IPCA				Período Amostral: 1995:1 - 2000:4					
		Hiato Lin. 1991:1		Hiato Lin. 1992:1		Hiato Lin. 1994:3		Hiato HP 1991:1 (1600)		Hiato HP 1992:1 (1600)	
		coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)		0.319	7.5%	0.314	8.0%	0.297	11.0%	0.316	8.1%	0.315	8.3%
IPCA(t-2)		0.340	3.8%	0.369	2.9%	0.373	2.2%	0.356	3.4%	0.357	3.5%
Hiato do Produto (t-1)		-0.029	83.1%	0.033	80.9%	0.076	70.7%	0.009	95.9%	0.013	94.4%
D(Câmbio)		0.084	1.3%	0.080	1.6%	0.079	1.7%	0.081	1.5%	0.081	1.6%
R <sup>2</sup>		56.4%		56.5%		56.6%		56.3%		56.3%	
$\bar{R}^2$		50.2%		50.2%		50.4%		50.1%		50.1%	
S.E. of regression		0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)		0.05%		0.05%		0.05%		0.05%		0.05%	

		Hiato HP 1994:3 (1600)		Hiato HP 1991:1 (100)		Hiato HP 1991:1 (500)		Hiato HP 1991:1 (1000)		Hiato Picos	
		coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)		0.295	11.2%	0.323	7.7%	0.323	7.5%	0.323	7.5%	0.318	7.5%
IPCA(t-2)		0.374	2.2%	0.344	3.5%	0.340	3.9%	0.339	4.1%	0.320	5.1%
Hiato do Produto (t-1)		0.081	69.2%	-0.029	88.2%	-0.035	84.6%	-0.037	83.5%	-0.090	62.3%
D(Câmbio)		0.079	1.7%	0.083	1.2%	0.084	1.3%	0.084	1.3%	0.084	1.0%
R <sup>2</sup>		56.7%		56.4%		56.4%		56.4%		56.8%	
$\bar{R}^2$		50.5%		50.1%		50.2%		50.2%		50.7%	
S.E. of regression		0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)		0.05%		0.05%		0.05%		0.05%		0.04%	

		Hiato Lin. 1980:1		Hiato HP 1980:1 (1600)		Hiato B-N 1991:1		Hiato B-N 1980:1	
		coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)		0.317	7.6%	0.320	7.4%	0.296	8.5%	0.271	12.5%
IPCA(t-2)		0.336	3.2%	0.333	4.0%	0.327	2.5%	0.318	3.4%
Hiato do Produto (t-1)		-0.059	67.7%	-0.052	72.9%	-0.333	16.7%	-0.175	25.6%
D(Câmbio)		0.083	1.0%	0.085	1.1%	0.076	1.4%	0.073	2.3%
R <sup>2</sup>		56.7%		56.6%		60.2%		59.0%	
$\bar{R}^2$		50.5%		50.4%		54.5%		53.1%	
S.E. of regression		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)		0.04%		0.05%		0.02%		0.03%	

Tabela 6: Curva de Phillips Backward-Looking Impondo Restrição de Neutralidade no Longo Prazo

		Variável Dependente: IPCA				Período Amostral: 1995:1 - 2000:4					
		Hiato Lin. 1991:1		Hiato Lin. 1992:1		Hiato Lin. 1994:3		Hiato HP 1991:1 (1600)		Hiato HP 1992:1 (1600)	
		coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)		0.534	0.6%	0.496	0.9%	0.590	0.3%	0.527	0.7%	0.523	0.8%
IPCA(t-2)		0.386	3.7%	0.427	2.2%	0.320	8.3%	0.393	3.9%	0.398	3.9%
Hiato do Produto (t-1)		0.146	29.6%	0.197	14.3%	0.013	95.4%	0.175	33.3%	0.192	33.2%
D(Câmbio)		0.080	-	0.077	-	0.090	-	0.080	-	0.079	-
R <sup>2</sup>		40.5%		43.3%		37.4%		40.0%		40.0%	
$\bar{R}^2$		35.0%		38.1%		31.7%		34.6%		34.6%	
S.E. of regression		0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)		0.33%		0.19%		0.58%		0.36%		0.36%	

		Hiato HP 1994:3 (1600)		Hiato HP 1991:1 (100)		Hiato HP 1991:1 (500)		Hiato HP 1991:1 (1000)		Hiato Picos	
		coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)		0.591	0.3%	0.571	0.4%	0.555	0.5%	0.548	0.6%	0.519	0.7%
IPCA(t-2)		0.319	8.3%	0.341	6.8%	0.361	5.7%	0.369	5.2%	0.398	3.2%
Hiato do Produto (t-1)		0.011	96.2%	0.081	71.5%	0.119	55.3%	0.132	49.2%	0.202	23.8%
D(Câmbio)		0.090	-	0.087	-	0.084	-	0.083	-	0.083	-
R <sup>2</sup>		37.4%		37.7%		38.4%		38.7%		41.3%	
$\bar{R}^2$		31.7%		32.1%		32.8%		33.1%		35.9%	
S.E. of regression		0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)		0.58%		0.55%		0.49%		0.46%		0.29%	

		Hiato Lin. 1980:1		Hiato HP 1980:1 (1600)		Hiato B-N 1991:1		Hiato B-N 1980:1	
		coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)		0.560	0.4%	0.546	0.5%	0.592	0.2%	0.550	0.4%
IPCA(t-2)		0.353	4.9%	0.373	4.4%	0.317	7.1%	0.354	4.2%
Hiato do Produto (t-1)		0.114	44.6%	0.135	38.5%	0.010	97.1%	0.143	27.3%
D(Câmbio)		0.087	-	0.082	-	0.091	-	0.096	-
R <sup>2</sup>		39.0%		39.5%		37.4%		40.8%	
$\bar{R}^2$		33.5%		34.0%		31.7%		35.4%	
S.E. of regression		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)		0.43%		0.40%		0.58%		0.32%	

O resultado é um pouco melhor em termos da significância do hiato do produto na maioria dos casos, sendo o P-valor agora próximo de 30% ou até menos dependendo do hiato escolhido (na estimação anterior, o menor P-valor que obtivemos foi 62,3%). Note, entretanto, que apesar da significância do hiato do produto ter aumentado, o sinal do hiato do produto ainda está o inverso do que a teoria econômica acreditaria. Além disso, há uma considerável queda no coeficiente de determinação das regressões ( $R^2$ ) que antes girava em torno de 55% e agora gira em torno de 40%, nos levando a considerar o resultado também como insatisfatório. Note que o resultado utilizando a curva irrestrita e a tendência de Beveridge-Nelson não se confirma mais.

Foi tentado também incluir o intercepto na equação da Curva de Phillips, mas os resultados não se alteram, sendo o intercepto sempre não significativo. Deste modo, as estimações utilizando somente valores passados das variáveis não geram bons resultados tanto em termos do *fit* das regressões, como em termos da significância do hiato do produto. Passaremos agora à estimação da equação na versão forward-looking.

### **V.3- Estimação da Curva de Phillips na Versão Forward-looking**

A estimação da Curva de Phillips forward-looking depende não só das mesmas séries que já utilizamos para a estimação da versão backward-looking, mas também de uma série de inflação esperada em  $t+1$  que não é observada para o Brasil. Temos, assim, que estimar valores para esta variável não observada seguindo alguma metodologia específica (como fizemos na estimação do Pib potencial), o que pode ser feito se assumirmos expectativas racionais. Utilizamos assim uma regressão simples entre a taxa de inflação e várias outras

variáveis macroeconômicas que podem influenciar na formação das expectativas de inflação e tomamos os seus valores ajustados como sendo a série de inflação esperada. Mais formalmente teríamos o seguinte:

$$E_t(\pi_{t+1} / I_t) \quad [5.1]$$

onde  $I_t$  seria todo o conjunto de informação disponível em  $t$  (que inclui não só a informação em  $t$ , mas também a em  $t-1, t-2, \dots$ ). A série de inflação esperada seria dada pelos valores ajustados da seguinte regressão:

$$\pi_t = a(1)\pi_{t-1} + \dots + a(p)\pi_{t-p} + b(1)h_{t-1} + \dots + b(p)h_{t-p} + c(1)i_{t-1} + \dots + c(p)i_{t-p} + d(1)[p_{t-1}^f + e_{t-1}] + \dots + d(p)[p_{t-p}^f + e_{t-p}] + g(1)pr + \dots + g(p)pr_{t-p} \quad [5.2]$$

Escolheu-se o valor de  $p=1$ , pois a amostra é muito pequena e o aumento do número de regressores dificulta a estimação da regressão auxiliar. Os resultados das estimações utilizando diferentes tipos de hiato do produto são apresentados na tabela 6.

Como podemos observar, o hiato do produto, variável chave da Curva de Phillips, continua não significativa em todos os casos. Apesar disso, a inflação esperada em  $t+1$  foi muito significativa em todas as equações estimadas. Note ainda que confirma-se o resultado apresentado por Bogdanski *et al* [2000] de que a inflação teria em média 60% de participação da inflação esperada (no nosso caso, seria algo mais próximo de 70%, mas ainda assim o resultado é bem parecido).

Admitiremos agora a restrição de verticalidade no longo prazo da Curva de Phillips para o caso Forward-Looking. Como podemos observar na tabela 7, os resultados obtidos

não mudam, sendo o hiato do produto não significativo e a participação média da inflação esperada entre 60% e 70%.

Tabela 7: Curva de Phillips Forward-Looking Irrestrita

	Hiato Lin. 1991:1		Hiato Lin. 1992:1		Hiato Lin. 1994:3		Hiato HP 1991:1 (1600)		Hiato HP 1992:1 (1600)	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)	0.249	13.2%	0.249	13.3%	0.213	21.8%	0.251	13.2%	0.250	13.3%
IPCA_ESP(t+1)	0.728	0.8%	0.746	0.7%	0.805	0.4%	0.746	0.7%	0.749	0.8%
Hiato do Produto (t-1)	-0.047	69.8%	-0.011	92.6%	0.122	52.4%	-0.012	93.3%	-0.005	97.3%
D(Câmbio)	0.028	41.2%	0.025	46.3%	0.016	65.2%	0.025	47.1%	0.025	49.0%
$R^2$	70.8%		70.6%		71.2%		70.6%		70.6%	
$\bar{R}^2$	66.6%		66.4%		67.1%		66.4%		66.4%	
S.E. of regression	0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)	0.00%		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%	

	Hiato HP 1994:3 (1600)		Hiato HP 1991:1 (100)		Hiato HP 1991:1 (500)		Hiato HP 1991:1 (1000)		Hiato Picos	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)	0.207	23.4%	0.239	16.3%	0.253	13.2%	0.254	12.8%	0.252	12.9%
IPCA_ESP(t+1)	0.814	0.4%	0.777	0.8%	0.742	0.8%	0.734	0.8%	0.730	1.0%
Hiato do Produto (t-1)	0.137	48.2%	0.042	82.0%	-0.019	90.7%	-0.035	82.4%	-0.036	82.8%
D(Câmbio)	0.015	67.0%	0.021	55.7%	0.026	46.7%	0.027	44.3%	0.026	44.2%
$R^2$	71.3%		70.7%		70.6%		70.7%		70.7%	
$\bar{R}^2$	67.2%		66.5%		66.4%		66.5%		66.5%	
S.E. of regression	0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)	0.00%		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%	

	Hiato Lin. 1980:1		Hiato HP 1980:1 (1600)		Hiato B-N 1991:1		Hiato B-N 1980:1	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)	0.249	13.6%	0.251	12.9%	0.263	12.8%	0.251	13.3%
IPCA_ESP(t+1)	0.754	0.7%	0.726	0.8%	0.720	1.3%	0.744	1.2%
Hiato do Produto (t-1)	0.004	97.6%	-0.055	67.4%	-0.070	78.4%	-0.009	95.5%
D(Câmbio)	0.024	47.3%	0.028	40.6%	0.025	44.8%	0.024	46.2%
$R^2$	70.6%		70.8%		70.7%		70.6%	
$\bar{R}^2$	66.4%		66.7%		66.5%		66.4%	
S.E. of regression	0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)	0.00%		0.00%		0.00%		0.00%	

Tabela 8: Curva de Phillips Forward-Looking Impondo Restrição de Neutralidade no Longo Prazo

		Variável Dependente: IPCA				Período Amostral: 1994:4 - 2000:4					
		Hiato Lin. 1991:1		Hiato Lin. 1992:1		Hiato Lin. 1994:3		Hiato HP 1991:1 (1600)		Hiato HP 1992:1 (1600)	
		coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)		0.251	9.2%	0.260	8.5%	0.239	11.6%	0.265	7.2%	0.265	7.2%
IPCA(t-2)		0.720	0.0%	0.713	0.0%	0.742	0.0%	0.707	0.0%	0.707	0.0%
Hiato do Produto (t-1)		-0.049	63.9%	-0.021	83.7%	0.114	53.9%	-0.024	85.6%	-0.021	88.3%
D(Câmbio)		0.029	-	0.027	-	0.019	-	0.028	-	0.028	-
R <sup>2</sup>		70.8%		70.6%		71.0%		70.6%		70.5%	
$\bar{R}^2$		68.2%		67.9%		68.4%		67.9%		67.9%	
S.E. of regression		0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%	

		Hiato HP 1994:3 (1600)		Hiato HP 1991:1 (100)		Hiato HP 1991:1 (500)		Hiato HP 1991:1 (1000)		Hiato Picos	
		coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)		0.233	12.6%	0.267	7.0%	0.266	6.9%	0.264	7.2%	0.257	8.6%
IPCA(t-2)		0.748	0.0%	0.708	0.0%	0.705	0.0%	0.707	0.0%	0.716	0.0%
Hiato do Produto (t-1)		0.128	49.7%	0.016	92.1%	-0.031	83.0%	-0.044	75.5%	-0.043	74.1%
D(Câmbio)		0.018	-	0.025	-	0.028	-	0.029	-	0.027	-
R <sup>2</sup>		71.1%		70.5%		70.6%		70.6%		70.7%	
$\bar{R}^2$		68.5%		67.8%		67.9%		68.0%		68.0%	
S.E. of regression		0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%	

		Hiato Lin. 1980:1		Hiato HP 1980:1 (1600)		Hiato B-N 1991:1		Hiato B-N 1980:1	
		coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)		0.267	6.9%	0.254	8.6%	0.268	6.7%	0.259	8.8%
IPCA(t-2)		0.706	0.0%	0.717	0.0%	0.706	0.0%	0.716	0.0%
Hiato do Produto (t-1)		-0.009	93.8%	-0.058	61.9%	-0.079	70.9%	-0.024	82.1%
D(Câmbio)		0.027	-	0.029	-	0.026	-	0.025	-
R <sup>2</sup>		70.5%		70.8%		70.7%		70.6%	
$\bar{R}^2$		67.8%		68.2%		68.0%		67.9%	
S.E. of regression		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)		0.00%		0.00%		0.00%		0.00%	

Visto que as estimativas obtidas até aqui para a Curva de Phillips estão muito longe de serem adequadas a um modelo de *Inflation Targeting* voltado para previsões, nas próximas duas seções tentaremos algumas formas alternativas de se resolver os problemas de estimação encontrados até aqui, principalmente no que tange à significância do hiato do produto nas regressões e o coeficiente de determinação das mesmas.

#### V.4- Assimetria no Coeficiente do Hiato do Produto

É de conhecimento mais ou menos comum o fato de que os preços de forma geral são mais rígidos no sentido de uma queda do que no de um aumento. Alguns estudos empíricos mostram que pode haver diferenças na taxa de sacrifício (que é justamente o coeficiente do hiato do produto na Curva de Phillips) dependendo de se a economia está experimentando aumentos ou quedas na taxa de inflação. Podemos testar estatisticamente a existência desta diferença simplesmente incluindo uma variável dummy de coeficiente angular na equação da Curva de Phillips. Esta variável é construída da seguinte forma:  $Dummy_t=1$  se houve aumento da inflação entre  $t-1$  e  $t$ ;  $Dummy_t=0$  se houve queda da inflação entre  $t-1$  e  $t$ . A equação a ser estimada é a seguinte:

$$\pi_t = \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3h_{t-1} + \alpha_4h_{t-1}Dummy_t + \alpha_5\Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon^{sb} \quad [5.3]$$

Desta forma, no caso da inflação ter subido ou descido entre  $t-1$  e  $t$ , teremos o seguinte:

$$E(\pi_t / Dummy_t = 1) = \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + (\alpha_3 + \alpha_4)h_{t-1} + \alpha_5\Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon^{sb} \quad [5.4]$$

$$E(\pi_t / Dummy_t = 0) = \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3h_{t-1} + \alpha_5\Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon^{sb} \quad [5.5]$$

Assim, em períodos em que houve um aumento da taxa de inflação, dependendo do sinal do coeficiente  $\alpha_t$ , o efeito do hiato do produto sobre a inflação será maior ou menor.

A tabela 8 apresenta as estimativas obtidas por este método. O resultado, que é bastante robusto quando trocamos o tipo de hiato do produto, de forma geral nos diz que quando há aumento da inflação entre  $t-1$  e  $t$ , o coeficiente do hiato do produto é negativo. Já no caso de ter ocorrido diminuição da taxa de inflação entre  $t-1$  e  $t$ , o coeficiente do hiato do produto passa a ser positivo. Teoricamente, esperamos sempre um sinal negativo para o coeficiente associado ao hiato do produto, visto que um aumento do hiato (quer dizer, um desaquecimento da economia) tende a fazer a taxa de inflação cair. Neste caso, temos um coeficiente com sinal correto somente quando há aumentos da inflação, ou seja, quando a inflação aumenta entre o período anterior e o atual, uma política recessiva teria efeitos sobre a inflação, fazendo esta cair. Entretanto, quando há uma diminuição da taxa de inflação entre o período anterior e o atual, o coeficiente em questão passa a ser positivo, nos dizendo que uma política de incentivo à demanda agregada que diminuísse o hiato do produto, por exemplo, traria uma inflação ainda mais baixa. A lógica por detrás deste resultado ambíguo ainda não está bem clara, entretanto, agora podemos dizer que quando há aumentos da taxa de inflação o Banco Central pode sacrificar um pouco do crescimento da economia, a fim de frear a inflação. Observe que os hiatos calculados por tendência de Beveridge-Nelson voltaram a apresentar alta significância e ótimo *fit* da Curva de Phillips. Note, por fim, que o valor absoluto deste coeficiente fica entre 0.2 e 0.4, que é baixo, apesar de coerente com alguns estudos feitos para outros países<sup>28</sup>.

---

<sup>28</sup> Ver Ball, L. (1994).

Tabela 9: Curva de Phillips Backward-Looking Irrestrita Incluindo Dummy de Assimetria

	Variável Dependente: IPCA						Período Amostral: 1995:1 - 2000:4			
	Hiato Lin. 1991:1		Hiato Lin. 1992:1		Hiato Lin. 1994:3		Hiato HP 1991:1 (1600)		Hiato HP 1992:1 (1600)	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)	0.376	2.6%	0.365	2.8%	0.236	18.5%	0.326	4.5%	0.320	4.7%
IPCA(t-2)	0.345	2.2%	0.354	2.0%	0.417	0.9%	0.390	1.1%	0.390	1.1%
Hiato do Produto (t-1)	0.300	12.5%	0.273	8.9%	0.477	11.6%	0.433	6.1%	0.466	5.6%
Hiato(t-1)*Dummy(t)	-0.495	3.1%	-0.491	2.1%	-0.697	8.4%	-0.678	1.6%	-0.753	1.3%
D(Câmbio)	0.094	0.3%	0.097	0.2%	0.100	0.4%	0.099	0.2%	0.101	0.2%
R <sup>2</sup>	65.7%		66.9%		62.8%		67.5%		68.2%	
$\bar{R}^2$	58.8%		60.3%		55.3%		61.0%		61.9%	
S.E. of regression	0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)	0.02%		0.01%		0.04%		0.01%		0.01%	

	Hiato HP 1994:3 (1600)		Hiato HP 1991:1 (100)		Hiato HP 1991:1 (500)		Hiato HP 1991:1 (1000)		Hiato Picos	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)	0.232	19.4%	0.279	9.2%	0.308	5.7%	0.321	4.7%	0.464	0.2%
IPCA(t-2)	0.420	0.9%	0.414	0.8%	0.398	0.9%	0.390	1.1%	0.276	2.9%
Hiato do Produto (t-1)	0.487	11.4%	0.509	8.5%	0.506	6.6%	0.486	6.5%	0.474	2.4%
Hiato(t-1)*Dummy(t)	-0.707	8.5%	-0.806	2.5%	-0.777	1.7%	-0.750	1.5%	-0.895	0.1%
D(Câmbio)	0.100	0.5%	0.095	0.3%	0.098	0.2%	0.099	0.2%	0.099	0.0%
R <sup>2</sup>	62.8%		66.3%		67.5%		67.7%		76.5%	
$\bar{R}^2$	55.3%		59.5%		61.0%		61.3%		71.8%	
S.E. of regression	0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)	0.04%		0.01%		0.01%		0.01%		0.00%	

	Hiato Lin. 1980:1		Hiato HP 1980:1 (1600)		Hiato B-N 1991:1		Hiato B-N 1980:1	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
IPCA(t-1)	0.458	0.3%	0.392	1.6%	0.470	0.2%	0.639	0.0%
IPCA(t-2)	0.241	4.7%	0.316	2.5%	0.202	7.4%	0.100	28.1%
Hiato do Produto (t-1)	0.341	2.9%	0.351	7.6%	0.418	11.5%	0.364	0.8%
Hiato(t-1)*Dummy(t)	-0.785	0.1%	-0.647	0.9%	-1.364	0.1%	-0.910	0.0%
D(Câmbio)	0.099	0.0%	0.103	0.1%	0.073	0.3%	0.058	0.4%
R <sup>2</sup>	76.2%		69.4%		78.4%		86.1%	
$\bar{R}^2$	71.4%		63.3%		74.1%		83.4%	
S.E. of regression	0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)	0.00%		0.01%		0.00%		0.00%	

### V.5- Quebras Estruturais na Curva de Phillips<sup>29</sup>

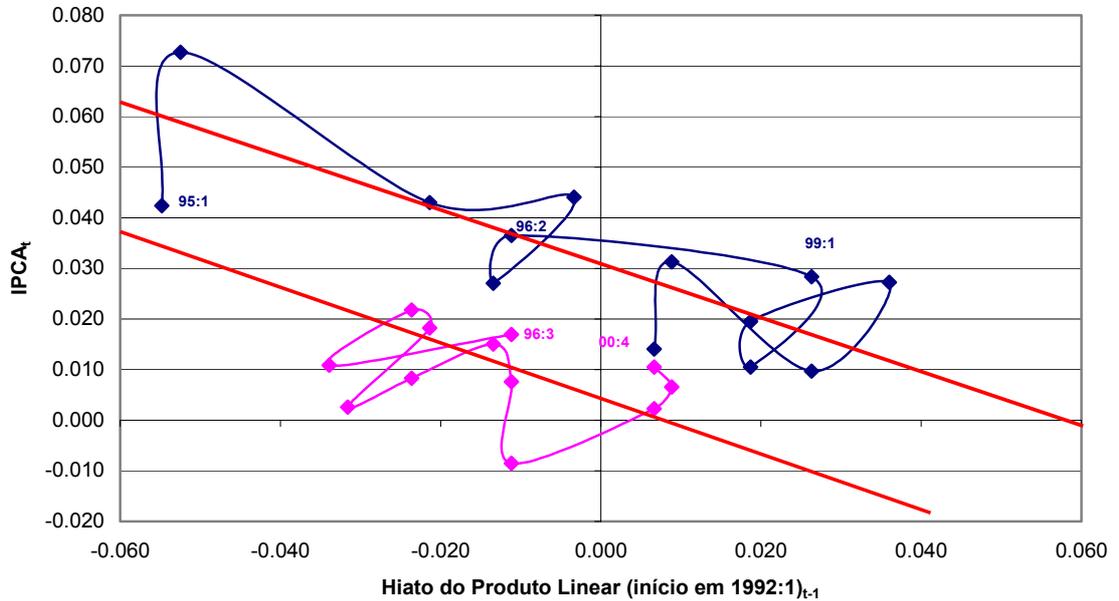
No Capítulo III, quando desenvolvemos as bases teóricas da Curva de Phillips, havíamos chegado à equação 3.3, que é reproduzida abaixo:

$$\pi_t = E_t(\pi_{t+1}) - \tau(\bar{Y}_t - Y_t) \quad [3.3]$$

Segundo esta equação, o intercepto da Curva de Phillips seria dado pela inflação esperada, sendo que movimentos desta variável deslocariam verticalmente a curva sem, no entanto, alterar a sua inclinação. É de se esperar que, no período que estamos analisando, a taxa de inflação esperada tenha variado bastante. Logo no início do Plano Real esta deveria ser mais elevada devido ao receio por parte dos agentes de que a economia não se estabilizasse (a memória de planos de estabilização fracassados, como o Plano Collor e Cruzado, por exemplo, devem ter impedido a queda repentina da taxa de inflação esperada). De acordo com que os agentes foram acreditando que a estabilidade poderia durar por um prazo mais longo, a taxa de inflação esperada deve ter caído. Em finais de 1998, com a crise cambial e a desvalorização do Real, a taxa de inflação esperada atingiu valores mais elevados, porém, dado que o repasse da desvalorização cambial para os preços da economia não foi tão grande quanto se esperava, as expectativas de inflação logo devem ter voltado a patamares mais baixos. Se representarmos a taxa de inflação dada pelo IPCA e o hiato do produto num diagrama de dispersão (usamos o hiato calculado por tendência linear a partir de 1992:1), notaremos com clareza esta mudança de intercepto da Curva de Phillips:

---

<sup>29</sup> A Curva de Phillips com quebra estrutural no intercepto foi estimada pela primeira vez por Dionísio Dias Carneiro e Thomas Wu. Como referência veja *Carneiro, D., I. Goldfajn - Carta Econômica Galanto, Agosto/2000*.

Gráfico 16:  $IPCA_t$  Vs.  $Hiato\ do\ Produto_{t-1}$ 

Este deslocamento vertical da Curva de Phillips pode ser modelado com a inclusão de uma variável dummy de intercepto que assume valores 1 para períodos de pessimismo nos mercados, e valor 0 para períodos otimistas. Algebricamente teríamos a seguinte equação:

$$\pi_t = \alpha_0 Dummy_t + \alpha_1 (1 - Dummy_t) + \alpha_2 \pi_{t-1} + \alpha_3 h_{t-1} + \alpha_4 \Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon^{sb} \quad [5.6]^{30}$$

Quando há pessimismo nos mercados, a expectativa de inflação aumenta ( $Dummy_t=1$ ), de forma que a Curva de Phillips se desloca para cima (esperamos assim, um coeficiente  $\alpha_0$  positivo). De forma resumida, a média da taxa de inflação esperada seria dada pelo coeficiente  $\alpha_0$  em períodos de pessimismo, enquanto que em períodos de otimismo esta taxa seria dada por  $\alpha_1$ . Os resultados das estimações são apresentados na tabela 9 a seguir.

<sup>30</sup> A variável  $(1-Dummy_t)$  é relacionada a períodos de otimismo nos mercados.

Tabela 10: Curva de Phillips Backward-Looking Controlando Quebra Estrutural

	Variável Dependente: IPCA						Período Amostral: 1995:1 - 2000:4			
	Hiato Lin. 1991:1		Hiato Lin. 1992:1		Hiato Lin. 1994:3		Hiato HP 1991:1 (1600)		Hiato HP 1992:1 (1600)	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
Dummy	0.024	0.1%	0.024	0.1%	0.018	0.7%	0.021	0.2%	0.022	0.2%
1-Dummy	0.002	58.3%	0.002	60.3%	0.000	97.0%	0.003	50.0%	0.003	49.8%
IPCA(t-1)	0.145	32.9%	0.130	40.3%	0.386	1.1%	0.236	12.1%	0.224	13.8%
Hiato do Produto (t-1)	-0.372	0.4%	-0.358	0.6%	-0.336	11.9%	-0.350	2.3%	-0.400	1.6%
D(Câmbio)	0.047	11.2%	0.042	15.5%	0.051	13.7%	0.047	13.3%	0.048	12.1%
R <sup>2</sup>	72.2%		71.2%		62.8%		67.7%		68.6%	
$\bar{R}^2$	66.6%		65.4%		55.3%		61.2%		62.3%	
S.E. of regression	0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)	0.00%		0.00%		0.04%		0.01%		0.01%	

	Hiato HP 1994:3 (1600)		Hiato HP 1991:1 (100)		Hiato HP 1991:1 (500)		Hiato HP 1991:1 (1000)		Hiato Picos	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
Dummy	0.018	0.7%	0.019	0.5%	0.020	0.3%	0.021	0.2%	0.017	0.7%
1-Dummy	0.000	99.8%	0.003	52.4%	0.002	52.6%	0.002	53.3%	0.000	97.8%
IPCA(t-1)	0.389	1.1%	0.324	3.3%	0.272	6.8%	0.248	9.4%	0.272	7.2%
Hiato do Produto (t-1)	-0.346	11.8%	-0.326	6.8%	-0.364	2.7%	-0.380	1.8%	-0.365	3.2%
D(Câmbio)	0.051	13.7%	0.047	15.8%	0.049	12.8%	0.049	11.8%	0.049	12.6%
R <sup>2</sup>	62.8%		64.4%		67.2%		68.4%		66.7%	
$\bar{R}^2$	55.3%		57.3%		60.6%		62.1%		60.0%	
S.E. of regression	0.01		0.01		0.01		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)	0.04%		0.02%		0.01%		0.01%		0.01%	

	Hiato Lin. 1980:1		Hiato HP 1980:1 (1600)		Hiato B-N 1991:1		Hiato B-N 1980:1	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
Dummy	0.015	2.6%	0.021	0.2%	0.013	5.6%	0.009	22.8%
1-Dummy	-0.003	63.2%	0.002	63.5%	-0.002	71.1%	-0.006	34.9%
IPCA(t-1)	0.387	1.1%	0.214	15.2%	0.428	0.6%	0.396	0.9%
Hiato do Produto (t-1)	-0.268	12.5%	-0.351	1.3%	-0.453	11.8%	-0.404	10.1%
D(Câmbio)	0.054	12.0%	0.050	10.8%	0.045	18.4%	0.044	18.9%
R <sup>2</sup>	62.6%		69.4%		62.8%		63.2%	
$\bar{R}^2$	55.1%		63.2%		55.3%		55.9%	
S.E. of regression	0.01		0.00		0.01		0.01	
Prob(F-statistic)	0.04%		0.00%		0.04%		0.03%	

Como já esperávamos, o sinal da variável *dummy* para períodos pessimistas foi positivo e bastante significativo, indicando que o pessimismo dos mercados é realmente passado para as expectativas de inflação. A variável (*I-Dummy<sub>t</sub>*) não foi significativa porque o intercepto da Curva de Phillips passa muito próximo da origem quando tratamos de períodos otimistas. O  $R^2$  das regressões atingiu valores satisfatórios, sendo os maiores obtidos quando utilizamos os hiatos lineares com início em 1991:1 e em 1992:1. Note também que a inclusão da *dummy* faz com que a variável de câmbio e a primeira defasagem da taxa de inflação percam significância, o que pode indicar que o relativamente alto grau de realimentação da inflação observado na estimação da curva backward-looking (seção V.2) não é tão evidente<sup>31</sup>. Note também que a *dummy* de notícias ruins pode estar roubando muita da significância da variável representativa do câmbio, visto que as desvalorizações poderiam já estar sendo levadas em conta por meio de aumentos da taxa de inflação esperada.

Por fim, observe que o coeficiente do hiato do produto foi significativo para quase todos os casos, com exceção dos hiatos linear com início em 1994:3 e do hiato HP com início em 1980:1, sendo que mesmo os coeficientes destes últimos ainda se mostraram bastante próximos de significantes. Além disso, os sinais dos coeficientes do hiato do produto estimados estão de acordo com a teoria econômica, indicando que mais recessão gera queda na inflação, ao passo que mais aquecimento da economia gera uma maior taxa de inflação. O valor absoluto dos coeficientes girou em torno de 3.5 nas equações da tabela 9, o que significa que o Bacen teria um considerável poder influência sobre a taxa de inflação. Considerando a vasta literatura econômica que trata este assunto, este coeficiente, apesar de

---

31 A segunda defasagem da taxa de inflação foi retirada do modelo por ter sido muito pouco significativa, demonstrando o baixo grau de inércia inflacionária presente na economia brasileira depois do Plano Real.

baixo, é bastante realista<sup>32</sup>. Se considerarmos ainda que o Brasil é um país que só vem experimentando estabilidade da taxa de inflação há relativamente pouco tempo, este coeficiente parece ser bastante realista.<sup>33</sup>

#### **V.6- Nota Sobre Autocorrelação dos Resíduos na Curva de Phillips**

Até agora não fizemos nenhum teste sobre os resíduos das equações estimadas nas seções anteriores. O principal problema que pode surgir ao verificarmos os resíduos das regressões é encontrarmos um padrão de autocorrelação entre eles, o que indicaria que o modelo está mal especificado (uma estrutura de autocorrelação entre os resíduos indica que existe informação sobre a variável dependente que não está sendo modelada de forma adequada). Como todas as Curvas de Phillips estimadas incluem algum valor defasado da própria inflação como regressor, o teste de Durbin-Watson, que é o mais conhecido e utilizado em trabalhos econométricos, não pode ser empregado no nosso caso.

Um método bastante informal de verificação de autocorrelação entre os resíduos é simplesmente a análise do correlograma dos mesmos. Qualquer autocorrelação estimada significativa (significância medida pela estatística Q de Ljung-Box) indica que não estamos tratando de um ruído branco, e todos os testes de hipótese feitos com a regressão em questão poderão estar errados (apesar da estimativa pontual não se alterar muito na presença de resíduos autocorrelatados). Como exemplo, veja o correlograma dos resíduos da regressão utilizando-se dummies de intercepto:

---

<sup>32</sup> Ver novamente Ball, L. (1994).

<sup>33</sup> Em períodos de alta inflação, mecanismos de realimentação da taxa de inflação influenciariam mais na taxa de inflação em  $t$  do que qualquer medida de desequilíbrio real da economia.

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. **	.	. **	.	1	-0.277	-0.277	2.1592	0.142
. *	.	. **	.	2	-0.128	-0.221	2.6373	0.267
.   *	.	.   .	.	3	0.105	0.001	2.9756	0.395
.   *	.	.   **	.	4	0.190	0.225	4.1355	0.388
. **	.	.   *	.	5	-0.301	-0.176	7.1951	0.207
.   .	.	.   *	.	6	0.005	-0.108	7.1961	0.303
.   **	.	.   **	.	7	0.281	0.198	10.151	0.180
. **	.	.   *	.	8	-0.203	-0.093	11.794	0.161
. **	.	. **	.	9	-0.294	-0.317	15.447	0.079
.   **	.	.   *	.	10	0.300	0.069	19.490	0.034
.   .	.	.   .	.	11	-0.019	-0.029	19.507	0.053
. **	.	.   .	.	12	-0.201	-0.056	21.614	0.042

Como todas as autocorrelações estão dentro do intervalo de confiança, aceitamos a hipótese de que de que não há autocorrelação entre os resíduos da equação estimada.<sup>34</sup> Este resultado pode ser estendido as demais regressões feitas nesta pesquisa, com exceção de alguns casos isolados. Trabalhos futuros, entretanto, deveriam analisar mais profundamente este problema, realizando testes mais formais como o Durbin-h, ou o LM (que permitem a inclusão de defasagens da própria variável dependente como regressor), a fim de estabelecer de forma precisa se realmente o problema de autocorrelação serial existe nestas estimações.

## V.7- Principais Resultados das Estimções

Os principais resultados advindos da análise das estimções feitas para diversos hiatos do produto são sumariados nos pontos a seguir:

1. As Curvas segundo especificadas pelo Bacen não geram bons resultados em termos de *fit*, significância e sinal do coeficiente do hiato do produto. Tanto a versão

<sup>34</sup> Neste exemplo foi usado o hiato do produto linear com início em 1992:1.

backward-looking (restrita ou irrestrita) quanto a versão forward-looking (restrita ou irrestrita) decepcionam segundo estes critérios.

2. A escolha de um determinado hiato do produto não costuma ser determinante da qualidade da Curva de Phillips estimada. Isto quer dizer que quando o resultado da estimação de uma determinada especificação da Curva de Phillips utilizando um certo hiato do produto é muito ruim, provavelmente as estimações utilizando os demais hiatos não serão melhores. Entretanto, para uma mesma especificação, pode haver pequenas variações nas estimativas feitas para os parâmetros, suas significâncias e para o coeficiente de determinação da regressão.
3. As regressões utilizando-se a dummy que levaria em conta diferentes coeficientes do hiato do produto dependendo de se a inflação está subindo ou caindo apresentaram resultados ambíguos. Esta curva nos diz que o sinal do coeficiente do hiato do produto é positivo quando a inflação cai do período anterior para o atual, mas negativo quando o contrário ocorre. Ainda não encontramos nenhuma explicação para este resultado, de forma que ele deve ser considerado com muito cuidado, podendo até mesmo ser espúrio. Apesar disso, os hiatos do produto que têm as melhores performances nesta especificação da Curva de Phillips são os hiatos calculados pela tendência de Beveridge-Nelson, que não representam bem a sensibilidade econômica do período como vimos no Capítulo IV.
4. As regressões supondo a especificação da Curva de Phillips *expectations-augmented* com quebra estrutural foram as que renderam os melhores resultados, sendo o *fit* bastante alto e o coeficiente do hiato do produto bastante significativo. Neste caso, os hiatos do produto que demonstraram melhor performance foram os calculado por tendência linear com início em 1991:1 e em 1992:1.

## VI. CONCLUSÃO

Esta pesquisa teve como objetivo analisar a performance de diferentes tipos de hiato do produto na Curva de Phillips estimada para o Brasil pós-Real. Tentamos também ajustar os dados brasileiros a diferentes especificações para esta curva, de forma a tentar resolver problemas como a pouca significância do coeficiente do hiato do produto e o baixo *fit* da Curva de Phillips segundo as especificações sugeridas pelo Bacen em Bogdanski *et al* (2000).

Contratando os resultados dos Capítulos IV e V, podemos chegar a conclusão de que, utilizando o critério de análise gráfica feito no Capítulo IV desta pesquisa, o hiato do produto que mais se aproxima da nossa sensibilidade econômica para o período em questão é o calculado por tendência linear com início em 1992:1. Já utilizando o critério de maximização do *fit* na Curva de Phillips, considerando que somente a Curva de Phillips com quebra estrutural rendeu bons resultados, os hiatos do produto que tiveram as melhores performances foram os calculados por tendência linear com início em 1991:1 e em 1992:1. É interessante notar como o resultado obtido no Capítulo IV é confirmado no Capítulo V utilizando-se um critério de escolha bastante diferente, o que garante certa robustez dessas conclusões. Deste modo, a interseção destes dois resultados nos leva a escolher o hiato do

produto calculado segundo uma tendência linear com início em 1992:<sup>35</sup> para a estimação da uma Curva de Phillips para o Brasil, sendo esta especificada de forma a levar em conta variações no intercepto (inflação esperada) em períodos de pessimismo dos agentes econômicos – em outras palavras, a Curva de Phillips com quebra estrutural desenvolvida na seção V.5 desta pesquisa.

---

<sup>35</sup> Este é o mesmo resultado que Carneiro, D. (2000) chega, porém utilizando somente a análise gráfica.

**APÊNDICE: FORMALIZAÇÃO DA DECOMPOSIÇÃO DE BEVERIDGE-  
NELSON<sup>36</sup>**

Considere uma série  $\{y_t\}$  gerada a partir de um modelo ARIMA (p,1,q) qualquer. Sabemos que todo modelo ARIMA (p,1,q) tem uma representação MA( $\infty$ ) em primeira diferença:

$$y_t - y_{t-1} = a_0 + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad [A1]$$

Para simplificar a resolução da equação em diferenças A1, podemos fazer  $e_t = \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$  de modo que ficaremos com a seguinte equação em diferenças:

$$y_t = y_{t-1} + a_0 + e_t \quad [A2]$$

Resolvendo a equação em diferenças A2 para  $y_{t+s}$  teremos:

$$y_{t+s} = y_t + a_0 s + \sum_{i=1}^s e_{t+i} \quad [A3]$$

Podemos agora substituir  $e_{t+i}$  na equação anterior pela sua fórmula original:

---

<sup>36</sup> Baseado em Enders (1995).

$$y_{t+s} = y_t + a_0s + \sum_{i=1}^s \varepsilon_{t+i} + \beta_1 \sum_{i=1}^s \varepsilon_{t-1+i} + \beta_2 \sum_{i=1}^s \varepsilon_{t-2+i} + \dots \quad [\text{A4}]$$

Tirando o valor esperado de A4, teremos uma função de previsão para  $y_{t+s}$ :

$$E_t y_{t+s} = y_t + a_0s + \left( \sum_{i=1}^s \beta_i \right) \varepsilon_t + \left( \sum_{i=1}^{s+1} \beta_i \right) \varepsilon_{t-1} + \left( \sum_{i=1}^{s+2} \beta_i \right) \varepsilon_{t-2} + \dots \quad [\text{A5}]$$

Para achar a tendência estocástica tomamos o valor de  $E_t(y_{t+s} - a_0s)$  quando  $s \rightarrow \infty$ , ou seja, a tendência estocástica é a “previsão de longo prazo” da série segundo esta metodologia:

$$y_t + \left( \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i \right) \varepsilon_t + \left( \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i \right) \varepsilon_{t-1} + \left( \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i \right) \varepsilon_{t-2} + \dots \quad [\text{A6}]$$

Sabemos que em um modelo ARMA não estacionário, que é o caso do modelo da equação A2, o efeito dos erros passados é permanente. Desta forma, erros anteriores não possuem peso menor que os atuais, o que é consistente com o fato de estarmos procurando justamente um componente permanente (uma tendência) da série. O componente irregular da série pode ser encontrado subtraindo-se a tendência estocástica de  $y_t$ .

Na prática, entretanto, um problema surge: como estimar os  $\beta$ 's se a série em questão é não estacionária por hipótese? Para resolver este problema, temos que tentar escrever a previsão de  $y_{t+s}$  em função da série em diferenças. Isto resolverá o problema porque se  $\{y_t\}$  tem ordem de integração 1, então é possível estimar um modelo ARMA com as diferenças desta série. Assim, podemos escrever  $y_{t+s}$  da seguinte forma:

$$y_{t+s} = \Delta y_{t+s} + \Delta y_{t+s-1} + \Delta y_{t+s-2} + \dots + \Delta y_{t-1} + y_t \quad [\text{A7}]$$

Assim, poderemos tornar o método de Beveridge-Nelson operacional, de forma que tanto a tendência estocástica, quanto o componente irregular poderão ser isolados.

## **BIBLIOGRAFIA**

Ball, L. (1994). "What Determines the Sacrifice Ratio?". NBER Studies in Business Cycles, vol. 29, pp. 155-103.

Ball, L. (1997). "Efficient Rules for Monetary Policy". NBER Working Paper Series No. 5952.

Ball, L. (1998). "Policy Rules for Open Economies". NBER Working Paper Series No. 6760.

Bank of England Staff (1999). "Economic Models at the Bank of England". Bank of England Publications.

Bernanke, B., T. Laubach, F. Mishkin e A. Posen (1999). "Inflation Targeting: Lessons From the International Experience". Princeton University Press.

Blanchard, O. (1997). "Macroeconomics". Prentice Hall, pp. 339-357.

Blinder, A. (1994). "On Sticky Prices: Theories Meet the Real World". NBER Studies in Business Cycles, vol. 29, pp. 117-154.

Bogdanski, J., A. Tombini, S. R. Werlang (2000). "Implementing Inflation Targeting in Brazil". Banco Central do Brasil, Working Paper Series No. 1.

Carneiro, D. (2000). "Inflation Targeting in Brasil: What Difference Does a Year Make?". Departamento de Economia Puc-Rio, Texto para Discussão No. 429.

Cerra, V., Saxena S. (2000). "Alternative Methods of Estimating Potential Output Gap: An Application to Sweden". IMF Working Paper.

Dinardo, J., M. Moore (1999). "The Phillips Curve is Back? Using Panel Data to Analyze the Relationship Between Unemployment and Inflation in an Open Economy". NBER Working Paper Series No. 7328.

Eliasson, A. (1999). "Smooth Transition in Macroeconomic Relationship". EFI, Stockholm School of Economics, pp. 107-145.

Enders, W. (1995). "Applied Econometric Time Series". John Wiley & Sons, Inc.

Haldane, A. (1997). "Some Issues on Inflation Targeting". Bank of England Working Paper No. 74.

Hamilton, J. (1994). "Time Series Analysis". Princeton University Press.

Mankiw, N. G. (2000). "The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation And Unemployment". NBER Working Paper Series No. 7884.

Mishkin, F. (1997). "The Economics of Money, Banking and Financial Markets". Addison-Wesley press, pp. 483-500; 625-628.

Rudebusch, G., L. Svensson (1998). "Policy Rules For Inflation Targeting". Stockholm Institute for International Economics Studies, Seminar Papers, No. 637.

Simonsen, M. H., R. Cysne (1995). "Macroeconomia". Editora da Fundação Getúlio Vargas, pp. 271-316.

Springer, P., M. Muinhos (2001). "A Simple Model For Inflation Targeting in Brazil". Banco Central do Brasil, Working Paper Series No. 18.

Stock, J., M. Watson (1999). "Forecasting Inflation". NBER Working Paper Series No. 7023.