

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1362

INFLAÇÃO E NÍVEL DE ATIVIDADE NO BRASIL: ESTIMATIVAS VIA CURVA DE PHILLIPS

**Leandro N. Brito
Elcyon C. R. Lima**

Rio de Janeiro, novembro de 2008

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1362

INFLAÇÃO E NÍVEL DE ATIVIDADE NO BRASIL: ESTIMATIVAS VIA CURVA DE PHILLIPS*

Leandro N. Brito**

Elcyon C. R. Lima***

Rio de Janeiro, novembro de 2008

* Este artigo baseou-se na Tese de Mestrado em Economia de Leandro N. Brito apresentada à Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ) em 2005, sob a orientação dos professores Antônio S. P. Brandão e Elcyon C. R. Lima.

** Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ).

*** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e da Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ).

Governo Federal

**Ministro de Estado Extraordinário de
Assuntos Estratégicos** – Roberto Mangabeira Unger

Secretaria de Assuntos Estratégicos

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Administração e Finanças

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos Macroeconômicos

João Sicsú

Diretor de Estudos Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Diretora de Estudos Regionais e Urbanos

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos Setoriais

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Mário Lisboa Theodoro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Estanislau Maria de Freitas Júnior

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL: C32, C22, E31, E32

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 OS DADOS UTILIZADOS	8
3 METODOLOGIA	9
4 PROCEDIMENTO ADOTADO NA ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS DO MODELO E NA OBTENÇÃO DE MOSTRAS DAS DISTRIBUIÇÕES NÃO-PADRÃO	16
5 OS PRINCIPAIS RESULTADOS	19
6 CONCLUSÃO	27
REFERÊNCIAS	28

SINOPSE

O presente artigo estima o nível do produto, em cada período de tempo, que manteria a inflação estável no Brasil – Nonaccelerating Inflation Level of Output (NAILO). Obtém ainda bandas de probabilidade (bayesianas) para o NAILO e para a sua taxa de crescimento, e investiga a relação entre os desvios do produto em relação ao NAILO e a aceleração da taxa de inflação. Como explicitado no artigo, para nós o NAILO não deve ser confundido com o produto potencial do país.

O trabalho inova ao alterar a especificação da curva de Phillips, adotada por Gordon (1997 e 1998) e por Staiger, Stock e Watson (1997a, 1997b e 2002), para permitir que a taxa de crescimento do NAILO seja estocástica e permitir que a variância dos resíduos mude, ao longo do tempo, de acordo com a especificação de uma cadeia de Markov oculta. Estas alterações são essenciais para se lidar com a instabilidade defrontada pela economia brasileira em período recente.

Estimamos que a taxa de crescimento anual do NAILO, no último trimestre de 2007, pertencia, com 68% de probabilidade, ao intervalo 2,5% - 4,4%, sendo 3,5% o valor mais provável. Um valor do Produto Interno Bruto (PIB) 1% acima do NAILO, por mais de quatro trimestres, provoca um acréscimo entre 0,5 e 0,7 ponto percentual (p.p.), com grau de confiança de 68% na taxa anual de inflação. Observamos ainda uma estreita relação entre as alterações no hiato do produto e as alterações na utilização da capacidade instalada calculadas tanto pela Fundação Getulio Vargas (FGV) quanto pela Confederação Nacional da Indústria (CNI).

ABSTRACT

This paper estimates the Brazilian NAILO (Nonaccelerating Inflation Level of Output), obtains (Bayesian) probability bands for the Nailo and for its growth rate, and investigates the relationship between deviations of output with respect to the Nailo and the acceleration of inflation. As explained in the text, the NAILO should not be confused with the country's potential output.

This study innovates by changing the specification of the Phillips Curve, adopted by Gordon (1997 and 1998) and by Staiger, Stock and Watson (1997a, 1997b and 2002), to allow for a stochastic rate of growth of the NAILO and for a variance of residuals which changes over time according to a hidden Markov chain specification. These improvements are essential to deal with the instability of the Brazilian economy.

Considering 68% probability bands, the annual growth rate of Nailo in the last quarter of 2007 was between 2.5 and 4.4% (3.5% being the most likely value). A value of GDP 1% higher than that of the NAILO, for more than four quarters and adopting 68% probability bands, generates an increase in the annual inflation rate between 0.5 and 0.7 pp (percentage points). We also observed a very close relationship between changes in the output gap and changes in the installed capacity utilization measured either by the Getulio Vargas Foundation (FGV) or by the National Confederation of the Industry (CNI).

1 INTRODUÇÃO

Neste artigo estimamos o nível do produto, em cada período de tempo, que manteria a inflação estável no Brasil – Nonaccelerating Inflation Level of Output (NAILO),¹ e investigamos a relação entre os desvios do produto em relação ao NAILO, medidos em termos percentuais, e a variação da taxa de inflação.² Uma estimativa cuidadosa do NAILO é essencial à boa condução da política macroeconômica do país na medida em que aumenta o conhecimento sobre a relação entre o nível de produção em determinado período de tempo e a taxa de inflação. Com base nas estimativas do NAILO podemos obter os períodos nos quais a economia brasileira esteve excessivamente aquecida e o nível de atividade corrente provocava uma aceleração da taxa de inflação.

Há diversos trabalhos recentes onde se estima a trajetória de variáveis macroeconômicas consistente com a estabilidade da taxa de inflação no Brasil.

Portugal, Madalozzo e Hillbrecht (2000), seguindo o proposto por Nishizaki (1997) para a economia japonesa, utilizam dois métodos para calcular a NAIRU. No primeiro estimam uma curva de Phillips através de uma função de transferência, e no segundo estimam um modelo univariado estrutural, com componentes não observados, para o desemprego.

Ferreira, Aguirre e Gomes (2003) estimaram a NAIRU para o Brasil através da aproximação de Ball-Mankiw, utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o filtro HP.

Lima (2003) calcula a NAIRU para o Brasil e investiga diversas questões empíricas utilizando-se de dois modelos em espaço-de-estado: um com uma NAIRU mudando ao longo do tempo e outro no qual a NAIRU muda, ao longo do tempo, de acordo com a especificação de uma cadeia de Markov.

Fasolo e Portugal (2004) estimaram uma relação entre inflação e desemprego no Brasil com apoio em hipóteses neokeynesianas sobre o comportamento da economia com três objetivos: obter a formação de expectativas, a relação dinâmica entre inflação e atividade econômica e a relação entre a curva de Phillips e os instrumentos da política monetária. As hipóteses foram testadas especificando-se mudanças de regime markovianas.

1. A Nonaccelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU) é, convencionalmente, definida como a taxa de desemprego consistente com uma inflação constante. Staiger, Stock e Watson (2002) adotam outros conceitos similares à idéia da NAIRU, tais como a NAWRU (taxa de desemprego consistente com uma taxa de inflação dos salários constante) e a NAIRCU (taxa de utilização da capacidade instalada consistente com uma inflação constante). Seguindo o mesmo caminho trilhado por Staiger, Stock e Watson (2002), neste artigo adotamos o conceito de NAILO (nível de produto que não acelera a inflação).

2. Para nós, como para Staiger, Stock e Watson (2002), o NAILO não deve ser confundido com o produto potencial do país, e pode haver, ao longo do tempo, desvios transitórios do NAILO em relação ao produto potencial do país. Há diversos trabalhos recentes onde se estima o produto potencial brasileiro. Silva Filho (2001) utiliza o método de função de produção para estimar o produto potencial brasileiro, o hiato do produto e a produtividade total dos fatores (PTF). Souza Jr. (2005) obtém estimativas do produto potencial supondo que a estrutura produtiva da economia possa ser representada por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, com retornos constantes de escala. Araújo, Areosa e Guillén (2004) estimam o produto potencial e o hiato do produto para a economia brasileira utilizando seis métodos diferentes: tendência determinística, média móvel, filtro de Hodrick-Prescott (HP), decomposição de Beveridge-Nelson, modelos de componentes não-observados e a metodologia semi-estrutural que combina a filtragem de HP e a abordagem da função de produção.

Nosso trabalho inova, em relação aos anteriores, ao alterar a especificação da curva de Phillips, adotada por Gordon (1997 e 1998) e por Staiger, Stock e Watson (1997a, 1997b, 2002), para permitir que a taxa de crescimento do NAILO seja estocástica e que a variância dos resíduos mude, ao longo do tempo, de acordo com a especificação de uma cadeia de Markov oculta. Essas alterações são essenciais para lidar com a instabilidade defrontada pela economia brasileira em período recente.

O trabalho está organizado em seis seções incluindo esta introdução. Na seção 2 são descritos os dados utilizados. Na seção 3 é descrita a metodologia adotada. Na seção 4 são apresentados o método de estimação adotado e os parâmetros estimados. Na seção 5 são analisados os resultados obtidos. Na seção 6 são apresentadas as principais conclusões.

2 OS DADOS UTILIZADOS

Foram utilizados dados do Produto Interno Bruto (PIB) trimestral, a preços de mercado e para o período 1980.I-2007.III, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para obtê-los foi encadeada a série de base móvel do PIB trimestral do IBGE, disponível para o período 1991.I-2007.III, com a série de base fixa do PIB trimestral do IBGE (cálculo antigo), disponível para o período 1980.I-1990.IV. Como os dados do PIB para o último trimestre de 2007 não estavam ainda disponíveis, durante a elaboração deste artigo, optamos por utilizar a previsão do Banco Central do Brasil (BCB) para este período.³

A taxa trimestral de inflação foi obtida a partir do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) mensal do IBGE, no período 1980-2007, com coleta de dados durante o mês de referência.

Para compararmos nossas estimativas do hiato do produto com dados de utilização de capacidade instalada no Brasil, utilizamos dois indicadores: o da utilização de capacidade instalada do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE)/Fundação Getúlio Vargas (FGV) e o da utilização de capacidade instalada, da Confederação Nacional da Indústria (CNI).

O índice geral do Nível de Utilização da Capacidade Instalada (Nuci) percentual do IBRE/FGV, para a indústria de transformação, passou a ser divulgado mensalmente a partir de outubro de 2005. O IBRE/FGV também refez, retroativamente, os cálculos do índice de utilização de capacidade trimestral, para o período 1995.I-2005.IV, com base nos novos pesos dos gêneros industriais. O índice calculado com a ponderação antiga, divulgado até julho de 2006, foi descontinuado. Para obtermos o índice para o período 1981.I-2007.IV encadeamos o índice obtido com as novas ponderações com o índice que utilizava as ponderações antigas. Os dados trimestrais, para o período no qual existem apenas dados mensais, são os correspondentes ao primeiro mês de cada trimestre.

O índice geral do Nuci, da CNI, mudou de metodologia a partir de janeiro de 2003. Para obtermos os dados para o período 1992.1-2007.III encadeamos o índice obtido com a metodologia antiga com o obtido com a nova. Os dados trimestrais, neste caso, são os correspondentes ao último mês do trimestre.

3. Previsão do BCB: crescimento de 4,9% do PIB no último trimestre de 2007 em relação ao mesmo trimestre de 2006.

Há uma diferença de periodicidade entre a série de capacidade instalada da FGV e a da CNI. Os dados trimestrais da FGV são os relativos ao primeiro mês do trimestre, já para a CNI são os coletados para o último mês de cada trimestre.

Em ambas as séries de utilização da capacidade instalada da FGV e da CNI foi aplicada uma média móvel simples, ou seja, $UCI_t = \left(\frac{\sum_{s=0}^3 UCI_{t-s}}{4} \right)$, para suavizar a série de forma comparável com o que foi feito para o PIB.

3 A METODOLOGIA

A especificação do modelo, que será utilizada neste artigo, é similar à adotada por Gordon (1997 e 1998) e por Staiger, Stock e Watson (1997a, 1997b, 2002) para estimar a NAIRU dos Estados Unidos. É também bastante semelhante à empregada por Lima (2001)⁴ para estimar o NAILO para o Brasil. O NAILO será tratado como uma variável não-observada que pode ser estimada através de uma regressão linear entre a variação da taxa de inflação (variável dependente) e defasagens da taxa de inflação e do PIB real (variáveis explicativas).

3.1 O MODELO BÁSICO

O modelo utilizado para a curva de Phillips, para determinar a relação entre o nível do produto e a variação da taxa de inflação, pode ser representado pela seguinte equação:

$$\Delta\pi_t = \mu_t + \sum_{s=1}^4 \beta_s (y_{t-s} - y_{t-s}^N) + Z_t \delta_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

onde:

$$\pi_t = \left(\frac{1}{3} \right) \log \left(\frac{P_{t,f}}{P_{t-1,f}} \right) = \text{média geométrica mensal da taxa de inflação trimestral};$$

$P_{t,f}$ = IPCA do IBGE do último mês do trimestre t ,

$\mu_t = \gamma_0 + \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_3 D_{3t}$; D_{it} = *dummy* sazonal relativa ao trimestre i no período t ,

$$y_t = \log \left(\frac{\sum_{s=0}^3 PIB_{t-s}}{4} \right) = \text{log da média aritmética do PIB trimestral dos quatro últimos trimestres};$$

4. Os intervalos de confiança utilizados por Lima (2001) foram construídos sem levar em consideração a distribuição dos hiperparâmetros cujas amostras, neste artigo, são obtidas pelo método Monte Carlo Markov Chain (MCMC). Ademais, ao contrário deste artigo, o modelo em Lima (2001) é estimado sob a hipótese de que a taxa de crescimento do NAILO é constante.

PIB_t = índice do PIB real trimestral do trimestre t ;

y_t^N = logaritmo da média aritmética do PIB trimestral, que não acelera a inflação, (NAILO) no trimestre t , e

Z_t = contém, como variáveis de controle adicionais, três defasagens de $\Delta\pi_t$.

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2)$$

A equação acima pode também ser apresentada da seguinte forma:

$$\Delta\pi_t = \mu_t + \sum_{s=1}^3 \alpha_s (\eta_{t-s} - \eta_{t-s}^N) + \alpha_4 (y_{t-4} - y_{t-4}^N) + \delta_t Z_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

onde:

$\eta_t = y_t - y_{t-1}$ = taxa de crescimento observada do PIB;

$\eta_t^N = y_t^N - y_{t-1}^N$ = taxa de crescimento do NAILO; e

$$\alpha_{st} = \sum_{i=1}^s \beta_{it}$$

Há a seguinte relação entre os parâmetros da equação (1) e (2): $\alpha_1 = \beta_1$;

$\alpha_2 = \beta_1 + \beta_2 \Rightarrow \beta_2 = \alpha_2 - \alpha_1$; $\alpha_3 = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \Rightarrow \beta_3 = \alpha_3 - \alpha_2$ e

$\alpha_4 = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 \Rightarrow \beta_4 = \alpha_4 - \alpha_3$.

Para que o NAILO e sua taxa de crescimento sejam identificados em cada período t , é necessário que se imponha a restrição $\sum_{s=0}^3 \mu_{t+s} = 0$. Essa restrição implica: $\gamma_0 = -(\gamma_1/4) - (\gamma_2/4) - (\gamma_3/4)$. Introduzindo-se esta restrição na equação (2) obtém-se a seguinte equação:

$$\Delta\pi_t = \sum_{s=1}^3 (D_{st} - 1/4)\gamma_s - \sum_{s=1}^3 \alpha_s \eta_{t-s}^N - \alpha_4 y_{t-4}^N + \sum_{s=1}^3 \alpha_s \eta_{t-s} + \alpha_4 y_{t-4} + \delta_t Z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

O modelo acima permite estimar o nível de produto que não acelera a inflação. A taxa de crescimento da diferença entre o (logaritmo do) produto e o (logaritmo do) NAILO é dada por $(\eta_{t-s} - \eta_{t-s}^N)$. As defasagens desta última taxa e da variação da taxa de inflação, Z_t , irão capturar a dinâmica da taxa de inflação. Além disso, diferentemente de Gordon (1997 e 1998), o modelo adotado segue a especificação-padrão de curva de Phillips, adotada por Staiger, Stock e Watson (1997a, 1997b, 2002), e não introduz variáveis para captar os “choques de oferta”.

3.2 DIFERENÇAS EM RELAÇÃO À ESPECIFICAÇÃO DE STAIGER, STOCK E WATSON

É importante ressaltar que, ao contrário da hipótese adotada por Staiger, Stock e Watson (1997a, 1997b, 2002) em suas estimativas da NAIRU para os Estados Unidos, permitimos que a taxa de crescimento do NAILO seja diferente de zero. Como o nosso modelo, para estimar o NAILO, utiliza o nível de produto, a hipótese de taxa de crescimento zero não é adequada ao nosso modelo.

Staiger, Stock e Watson (1997a, 1997b, 2002) adotam a hipótese de que $\sum_{s=1}^3 \alpha_s \eta_{t-s}^N \equiv 0$. Esta hipótese torna a estimação da NAIRU bastante mais fácil, mas não a consideramos apropriada no nosso caso. Adotando-se a hipótese $\sum_{s=1}^3 \alpha_s \eta_{t-s}^N \equiv 0$ a equação (3) torna-se:

$$\Delta\pi_t = \sum_{s=1}^3 (D_{st} - 1/4)\gamma_{st} - \alpha_{4t}y_{t-4}^N + \sum_{s=1}^3 \alpha_s \eta_{t-s} + \alpha_{4t}y_{t-4} + \delta_t Z_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Neste caso o NAILO pode ser obtido estimando-se a equação a seguir:

$$\Delta\pi_t = \beta_{0t} + \sum_{s=1}^3 (D_{st} - 1/4)\gamma_{st} + \sum_{s=1}^3 \alpha_s \eta_{t-s} + \alpha_{4t}y_{t-4} + \delta_t Z_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Pondo-se $\beta_{0t} = -\alpha_{4t}y_{t-4}^N$, obtemos facilmente o NAILO:

$$y_{t-4}^N = -\frac{\beta_{0t}}{\alpha_{4t}} = -\frac{\beta_{0t}}{(\beta_{1t} + \beta_{2t} + \beta_{3t} + \beta_{4t})}$$

A equação acima, que permite estimar o NAILO, é diferente da que será utilizada neste trabalho. Como se verá adiante, o abandono desta hipótese torna bastante mais complicada a estimação do modelo.

3.3 O NAILO E O PRODUTO POTENCIAL

Como dito anteriormente, o NAILO não é, necessariamente, o produto potencial. Considerando-se que o modelo verdadeiro seja dado pela equação (2), podemos obter a curva de Phillips, expressa em termos do produto potencial, e demonstrar que ela é mais instável do que a que estimamos neste artigo.

Seja y_t^H o hiato do produto no período t , definido nesta seção como sendo a diferença entre o produto corrente y_t e o produto potencial y_t^p , ou seja, $y_t^H = y_t - y_t^p$ ⁵ e $y_t = y_t^H + y_t^p$. Da mesma forma, a taxa de crescimento do hiato do produto η_t^H pode ser definida como a diferença entre a taxa de crescimento do produto corrente η_t e a taxa de crescimento do produto potencial η_t^p , ou seja, $\eta_t^H = \eta_t - \eta_t^p$. Podendo ser reescrito como $\eta_t = \eta_t^H + \eta_t^p$.

Substituindo y_t e η_t na equação (2), obtemos:

$$\Delta\pi_t = \mu_t + \sum_{s=1}^3 \alpha_s (\eta_{t-s}^H + \eta_{t-s}^p - \eta_{t-s}^N) + \alpha_4 (y_{t-4}^H + y_{t-4}^p - y_{t-4}^N) + \delta_t Z_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

5. É importante frisar que essa definição de hiato não é a seguida neste artigo. Para nós o hiato é definido como sendo a diferença entre o produto corrente e o NAILO.

Reescrevendo (6), obtemos:

$$\Delta\pi_t = \xi_t + \sum_{s=1}^3 \alpha_s (\eta_{t-s}^P - \eta_{t-s}^N) + \alpha_4 (y_{t-4}^P - y_{t-4}^N) + \delta_t Z_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

onde:

$$\xi_t = \mu_t + \sum_{s=1}^3 \alpha_s (\eta_{t-s}^P - \eta_{t-s}^N) + \alpha_4 (y_{t-4}^P - y_{t-4}^N)$$

Portanto, quando a equação (2) é a correta, o ξ_t é o intercepto de uma curva de Phillips expressa em termos do produto potencial e não do NAILO. Pode-se notar que o intercepto da equação (7) se deslocará sempre que aumentar a diferença entre a taxa de crescimento do produto potencial e a do NAILO e que ele será maior quanto maior for a diferença entre o produto potencial e o NAILO. Isto tornará a curva de Phillips, como especificada em (7), instável, e ela poderá exibir freqüentes deslocamentos.

Acreditamos que o nosso modelo, sendo mais flexível do que aqueles que adotam como variável explicativa da curva de Phillips o produto potencial, permite chegar a uma curva de Phillips mais estável.

3.4 O MODELO COM INTERVENÇÃO

Nos primeiros trimestres em que ocorreram os planos de estabilização (Planos Cruzado, Bresser, Verão, Collor e Real) houve uma abrupta queda na inflação. Assim, para lidar com esses fatos foram feitas intervenções no modelo. Portanto, o modelo estimado com intervenção, devido aos planos de estabilização, pode ser descrito pela seguinte equação:

$$\Delta\pi_t = \sum_{s=1}^3 (D_{st} - 1/4) \gamma_s + \sum_{s=4}^6 D_{st} \gamma_s - \sum_{s=1}^3 \alpha_{st} \eta_{t-s}^N - \alpha_{4t} y_{t-4}^N + \sum_{s=1}^3 \alpha_{st} \eta_{t-s} + \alpha_{4t} y_{t-4} + \delta_t Z_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde:

$$\sum_{s=1}^3 (D_{st} - 1/4) = \text{dummysazonal relativa ao trimestre } i = 1, 2 \text{ e } 3;$$

$D_{4t} = 1$ em 1986:1 e 1986:2 (Plano Cruzado), em 1987:3 (Plano Bresser) e em 1989:1 (Plano Verão), em 1991:2 (Plano Collor II) e zero nos demais períodos de tempo;

$D_{5t} = 1$ em 1990:2 (Plano Collor I) e zero nos demais períodos de tempo;

$D_{6t} = 1$ em 1994:3 (Plano Real) e zero nos demais períodos de tempo.

3.5 O MODELO EM ESPAÇO-DE-ESTADOS COM MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA ⁶

As intervenções feitas nos planos de estabilização não são suficientes para se lidar com a instabilidade vivida pela economia brasileira na década de 1980 e início da de 1990. Não se deve esperar que os dados dos anos anteriores ao Plano Real tenham o mesmo grau de informação sobre a relação entre o PIB e a taxa de inflação que os dados posteriores ao plano. Para lidar com essa instabilidade postulamos que as variâncias dos erros da equação da medida seguem um processo markoviano.

O modelo para o NAILO é representado a seguir em espaço-de-estado, para que se possa estimar o valor dessa variável, que não é observada:

Equação da Medida:⁷

$$\Delta\pi_t = \phi_t(\alpha) + H_t(\alpha)\beta_t + \varepsilon_t, \quad (9)$$

$$\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma_\varepsilon^2(S_t)).$$

Equação da Transição:⁸

$$\beta_t = G\beta_{t-1} + v_t, \quad (10)$$

$$v_t \sim iid.N(0, Q).$$

Os componentes da equação da medida, $\Delta\pi_t = \phi_t(\alpha) + H_t(\alpha)\beta_t + \varepsilon_t$, onde $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma_\varepsilon^2(S_t))$, podem ser representados da seguinte forma:

$$\phi_t(\alpha) = \sum_{s=1}^3 \alpha_s \eta_{t-s} + \alpha_4 y_{t-4};$$

$$H_t(\alpha) = \left[\left(D_{1t} - \frac{1}{4} \right) \left(D_{2t} - \frac{1}{4} \right) \left(D_{3t} - \frac{1}{4} \right) D_{4t} D_{5t} D_{6t} - \alpha Z_t \right];$$

6. A idéia básica dos modelos com cadeias de Markov é decompor uma série em processos ou regimes estocásticos distintos. O processo corrente em cada regime é linear, mas a combinação do processo produz um regime não-linear. A escolha desse modelo foi influenciada pelo fato de a estrutura do modelo, com mudança de regime markoviana, permitir maior flexibilidade para lidar com a heterocedasticidade na distribuição dos erros dos modelos especificados como uma curva de Phillips. Como não observamos o processo estocástico que determina qual o estado corrente em que estamos, necessitamos de um caminho para inferir a probabilidade de ocorrência de cada um dos regimes em t . Assim, utilizamos o modelo de cadeia de Markov com o objetivo de descrever o processo que determina a transição de um regime a outro, onde a variável de estado determinará o regime que ocorre no período t .

7. Esta equação descreve a relação entre variáveis observadas e variáveis de estado não-observadas. Abaixo mostramos que ϕ_t depende apenas do vetor de parâmetros α e de valores observados das variáveis.

8. Esta equação descreve a dinâmica das variáveis de estado não-observáveis.

$$Z_t = [\Delta\pi_{t-1}, \Delta\pi_{t-2}, \Delta\pi_{t-3}] \quad \alpha = [\alpha_1 \alpha_2 \alpha_3 \alpha_4]',$$

$$\beta_t = [\gamma_1 \gamma_2 \gamma_3 \gamma_4 \gamma_5 \gamma_6 \quad \eta_{t-1}^N \quad \eta_{t-2}^N \quad \eta_{t-3}^N \quad \eta_{t-4}^N \quad \delta_t]' \text{ (vetor de estados);}$$

$$\delta_t = [\delta_{1t} \quad \delta_{2t} \quad \delta_{3t}],$$

A variável discreta S_t , não-observada, que afeta o termo do erro da equação de medida ε_t , segue um processo de mudança de estado (regime) markoviano com dois estados (1 e 2) e com as seguintes probabilidades de transição: $\text{Prob}[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p_{11}$ e $\text{Prob}[S_t = 2 | S_{t-1} = 2] = p_{22}$ (p_{11} e p_{22} são parâmetros a serem estimados);

$$\sigma_\varepsilon^2(S_t) = \begin{cases} \sigma_1^2, & \text{se } S_t = 1; \\ \sigma_2^2, & \text{se } S_t = 2; \end{cases}$$

As probabilidades de transição podem ser expressas numa matriz, chamada matriz de transição, onde cada elemento típico p_{ij} se refere à probabilidade de ocorrer o estado j no período t , dado que ocorreu o estado i no período $t-1$.

A restrição $\sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1$ permite estimar apenas p_{11} e p_{22} (ou p_{21}) para se obter toda a matriz P .

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{22} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Além disso, pode-se calcular também a probabilidade não-condicional de se estar em um estado ou outro que é dada por:

$$v_0 = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}} \quad v_1 = 1 - v_0 = \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{11} - p_{22}} \quad (12)$$

Quanto aos componentes da equação de transição, $\beta_t = G\beta_{t-1} + v_t$, onde $v_t \sim iid.N(0, Q)$, temos que:

$$v_t = \begin{bmatrix} 0_{1 \times 6} & u_t & 0_{1 \times 6} \end{bmatrix}'; \quad \text{var}(u_t) = \sigma_\eta^2;$$

$$Q = \begin{bmatrix} 0_{6 \times 6} & 0_{6 \times 1} & 0_{6 \times 6} \\ 0_{1 \times 6} & \sigma_\eta^2 & 0_{1 \times 6} \\ 0_{6 \times 6} & 0_{6 \times 1} & 0_{6 \times 6} \end{bmatrix}; \quad G = \begin{bmatrix} I_6 & 0_{6 \times 7} \\ 0_{7 \times 6} & A_{7 \times 7} \end{bmatrix}; \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

A equação de transição foi especificada a partir das seguintes restrições:

- os parâmetros da intervenção γ não variam ao longo do tempo, ou seja, $\gamma_{it} = \gamma_{it-1}$, $i=1, \dots, 6$;
- a taxa de crescimento do NAILO η_{t-1}^N varia ao longo do tempo da seguinte forma: $\eta_{t-1}^N = \eta_{t-2}^N + u_t$;
- $\eta_{t-2}^N = \eta_{t-2}^N$;
- $\eta_{t-3}^N = \eta_{t-3}^N$; e
- $y_{t-4}^N = \eta_{t-4}^N + y_{t-5}^N$, (por definição: $\eta_t^N = y_t^N - y_{t-1}^N$, então $\eta_{t-4}^N = y_{t-4}^N - y_{t-5}^N$);
- os parâmetros da taxa de inflação não variam ao longo do tempo, ou seja, $\delta_{it} = \delta_{it-1}$, $i=1, \dots, 3$; e

Cada restrição acima corresponde a uma linha da equação de transição. Elas podem ser representadas matricialmente por:

$$\begin{bmatrix} \gamma_{1t} \\ \gamma_{2t} \\ \gamma_{3t} \\ \gamma_{4t} \\ \gamma_{5t} \\ \gamma_{6t} \\ \eta_{t-1}^N \\ \eta_{t-2}^N \\ \eta_{t-3}^N \\ y_{t-4}^N \\ \delta_{1t} \\ \delta_{2t} \\ \delta_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \gamma_{1t-1} \\ \gamma_{2t-1} \\ \gamma_{3t-1} \\ \gamma_{4t-1} \\ \gamma_{5t-1} \\ \gamma_{6t-1} \\ \eta_{t-2}^N \\ \eta_{t-3}^N \\ \eta_{t-4}^N \\ y_{t-5}^N \\ \delta_{1t-1} \\ \delta_{2t-1} \\ \delta_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ u_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

O parâmetro σ_η^2 , que é a variância de u_t , controla a variabilidade no tempo da taxa de crescimento do NAILO, considerada estocástica. É importante ressaltar que, na metodologia utilizada por Staiger, Stock e Watson (2002) para a economia americana, o parâmetro σ_η^2 é igual a zero, o que, para a economia brasileira, que é bem mais instável, seria uma hipótese muito forte.

Na sua versão mais completa o modelo contém os seguintes parâmetros: desvio-padrão da equação da medida nos estados 1 e 2 (respectivamente, σ_1 e σ_2), probabilidade de se estar no estado 1 em t dado que se esteve no estado 1 em $t-1$ (p_{11}), probabilidade de se estar no estado 1 em t dado que se esteve no estado 2 em $t-1$ (p_{21}), desvio-padrão da taxa de crescimento do NAILO (σ_η), parâmetros da taxa de crescimento do produto e do produto em $t-4$ (vetor α) e parâmetros das variáveis não-observáveis e observáveis (β).

4 PROCEDIMENTO ADOTADO NA ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS DO MODELO E NA OBTENÇÃO DE MOSTRAS DAS DISTRIBUIÇÕES NÃO-PADRÃO

Dados σ_1 , σ_2 , ρ_{11} , ρ_{21} , σ_η e α , que denominamos hiperparâmetros, podemos estimar β_t utilizando o filtro de Kim (KIM; NELSON, 1999), ou seja, podemos “concentrar” a verossimilhança em relação a β_t utilizando o filtro de Kim, e estimar os hiperparâmetros através de uma rotina numérica de otimização. O filtro de Kim é um procedimento recursivo que nos permite computar um estimador, para o componente não-observado no tempo t , com base em toda informação disponível até o momento t . O NAILO é obtido “suavizando-se” as suas estimativas recursivas. Além disso, admitindo-se que os termos dos erros possuem distribuição normal, o filtro de Kim fornece o valor da função de verossimilhança.⁹

A função densidade de probabilidade (fdp) *a posteriori* dos hiperparâmetros não é padrão, e para extrairmos dela uma amostra de Monte Carlo utilizamos o algoritmo de Metropolis para Monte Carlo com cadeias de Markov – Metropolis algorithm for Markov Chain Monte Carlo (MMCMC).¹⁰ Dada essa amostra de Monte Carlo para os hiperparâmetros, é possível obter bandas com probabilidade de 68% para valores de nossas variáveis latentes. Os resultados obtidos com o algoritmo são apresentados na tabela 1 e no gráfico 1.

TABELA 1
Resultado entre amostras geradas por MCMC

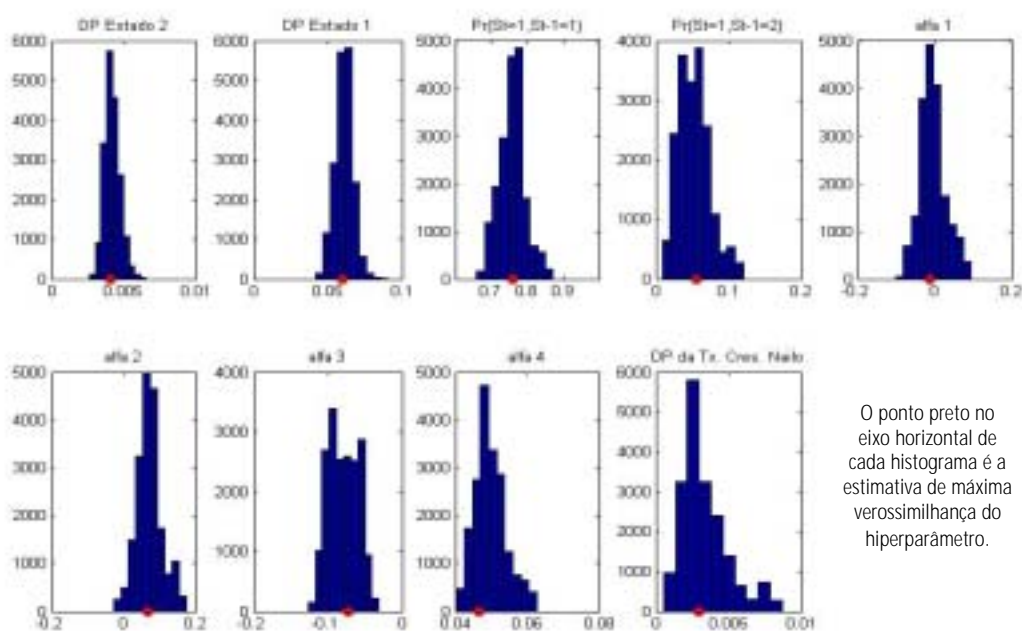
Parâmetros	RSQ
DP do estado 2 (σ_2^2)	1.2879
DP do estado 1 (σ_1^2)	1.0018
Pr [$S_t = 1, S_{t-1} = 1$] (ρ_{11})	0.99999
Pr [$S_t = 1, S_{t-1} = 2$] (ρ_{21})	1.0018
Taxa de crescimento do hiato em $t-1$ (α_1)	1.0024
Taxa de crescimento do hiato em $t-2$ (α_2)	1.0009
Taxa de crescimento do hiato em $t-3$ (α_3)	1.0009
Hiato do produto em $t-4$ (α_4)	1.004
Variabilidade da taxa do PIB (σ_η)	1.103
Verossimilhança (log)	0.99997

Obs.: Espera-se que o RQS de cada parâmetro seja menor que 1.2, ver a esse respeito Gelman *et al.* (1995).

9. Uma descrição da utilização do filtro de Kim em um modelo similar ao adotado neste artigo pode ser encontrada em Lima (2003).

10. Para um descrição detalhada do algoritmo, ver Gelman *et al.* (1995).

GRÁFICO 1
 Frequência absoluta na amostra extraída da densidade marginal *a posteriori* dos hiperparâmetros via MCMC



O ponto preto no eixo horizontal de cada histograma é a estimativa de máxima verossimilhança do hiperparâmetro.

Os desvios-padrão dos hiperparâmetros, na tabela 2 apresentada a seguir, foram computados a partir do Hessiano (calculado numericamente) do log da verossimilhança no seu máximo. Não há garantia de que essas aproximações sejam muito acuradas. Os valores dos parâmetros estimados, através da rotina numérica de otimização, podem ser encontrados na tabela 2 a seguir.

TABELA 2
 Hiperparâmetros estimados

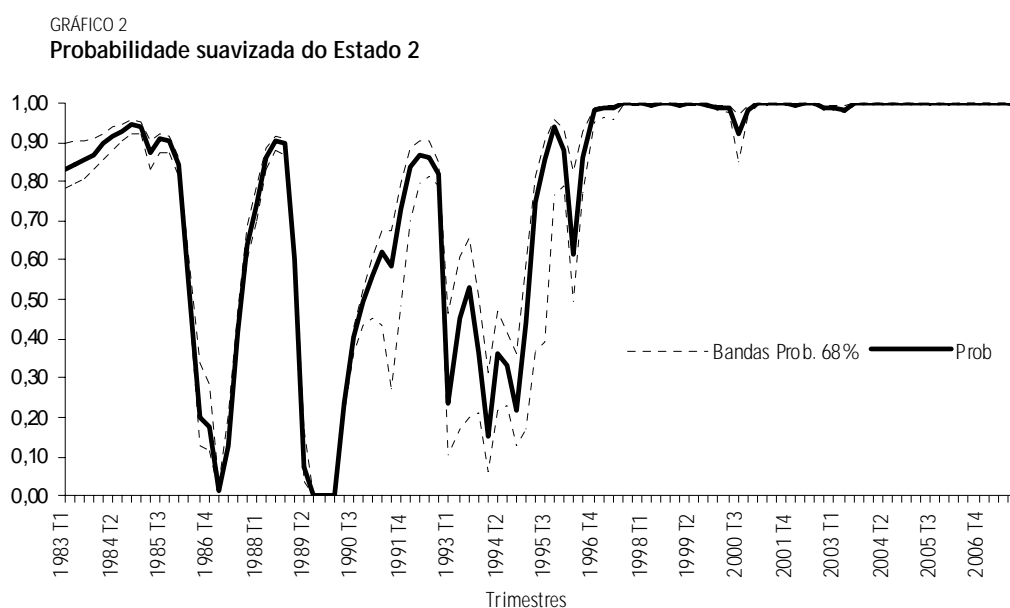
Parâmetros	Theil-U = 0,57		
	Valor estimado	Erro-padrão	Estatística- <i>t</i>
Log da verossimilhança = 219			
Desvio-padrão do estado 2 (σ_2)	0,00404	0,00050	8,0684
Desvio-padrão do estado 1 (σ_1)	0,05965	0,00704	8,4708
Pr [$S_t = 1, S_{t-1} = 1$] (ρ_{11})	0,75968	0,06018	12,6240
Pr [$S_t = 1, S_{t-1} = 2$] (ρ_{21})	0,05513	0,02748	2,0063
Parâmetro da taxa de crescimento do hiato em $t-1$ (α_1)	-0,01111	0,03044	-0,3650
Parâmetro da taxa de crescimento do hiato em $t-2$ (α_2)	0,06707	0,03633	1,8467
Parâmetro da taxa de crescimento do hiato em $t-3$ (α_3)	-0,07258	0,02794	-2,5982
Parâmetro do hiato do produto em $t-4$ (α_4)	0,04658	0,00731	6,3714
Desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB (σ_η)	0,00295	0,00135	2,1767

Obs.: Os parâmetros desta tabela não incluem os parâmetros de β_t (onde há 12 parâmetros).

Como podemos observar, através da estatística-*t*, rejeitamos a hipótese nula de que os parâmetros sejam iguais a zero para a maioria dos parâmetros. Além disso, α_4 que

mede o efeito de longo prazo do hiato do produto na variação da taxa de inflação, apresenta o sinal correto e é significativamente diferente de zero. O desvio-padrão da equação de medida do estado 1 é, aproximadamente, 15 vezes maior do que o desvio-padrão da equação de medida do estado 2, ou seja, $\sigma_e^1 = 14,757\sigma_e^2$. Dessa forma, podemos concluir que os dados pertencentes ao estado 1 são bem menos informativos, a respeito da relação entre inflação e hiato do produto, do que os dados do estado 2. O estado 1 ocorre no período de alta inflação e dos planos econômicos. Já o estado 2 ocorre principalmente após a estabilização econômica.

No gráfico 2 encontra-se a probabilidade suavizada do estado 2, indicando que em torno dos Planos Cruzado, Collor (I e II) e Real os dados são pouco informativos sobre a relação entre o hiato do produto e a inflação. Mas, após 1995, possuem uma qualidade maior em termos de informação. As bandas com probabilidade de 68% do gráfico 2 foram obtidas por meio do algoritmo de Metropolis realizando-se 20 mil simulações.



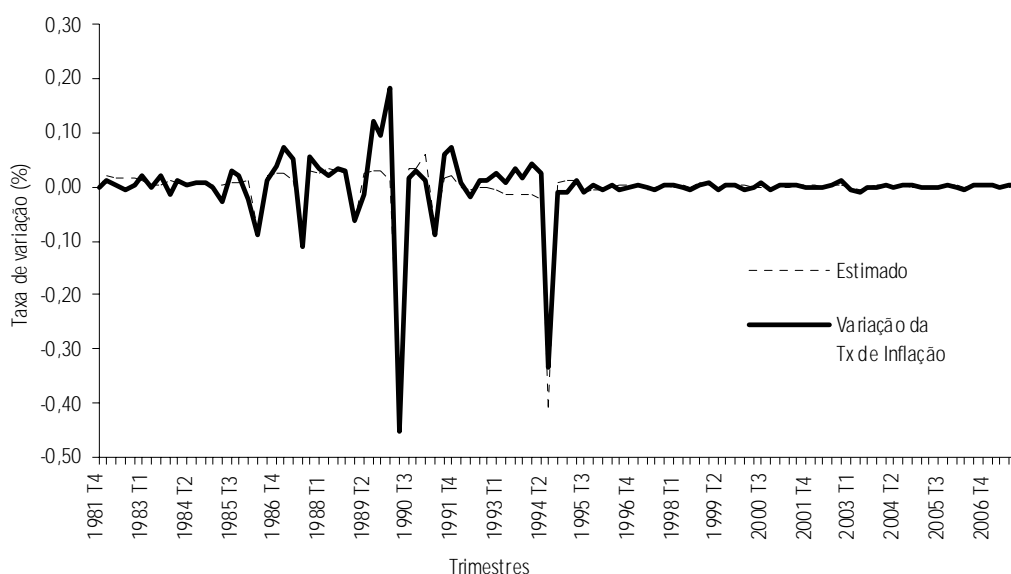
A tabela 3 contém a matriz de probabilidades de transição. A probabilidade de se estar no estado 1 em t dado que se esteve no estado 1 em $t - 1$ é de 76% e de se estar no estado 2 em t dado que se esteve no estado 2 em $t - 1$ é de 94%.

TABELA 3
Matriz de probabilidade de transição

	$S_t = 1$	$S_t = 2$
$S_{t-1} = 1$	0,76	0,24
$S_{t-1} = 2$	0,06	0,94

No gráfico 3, podemos observar o ajuste do valor estimado da variação da taxa de inflação ao valor observado desta variável.

GRÁFICO 3
Ajuste na amostra



No período em que ocorreram os “planos de estabilização” não houve um perfeito ajuste devido ao caráter específico de cada plano. Porém, a partir do segundo trimestre de 1995 houve uma melhora considerável no ajuste dos valores estimados pelo modelo aos valores observados.

5 OS PRINCIPAIS RESULTADOS

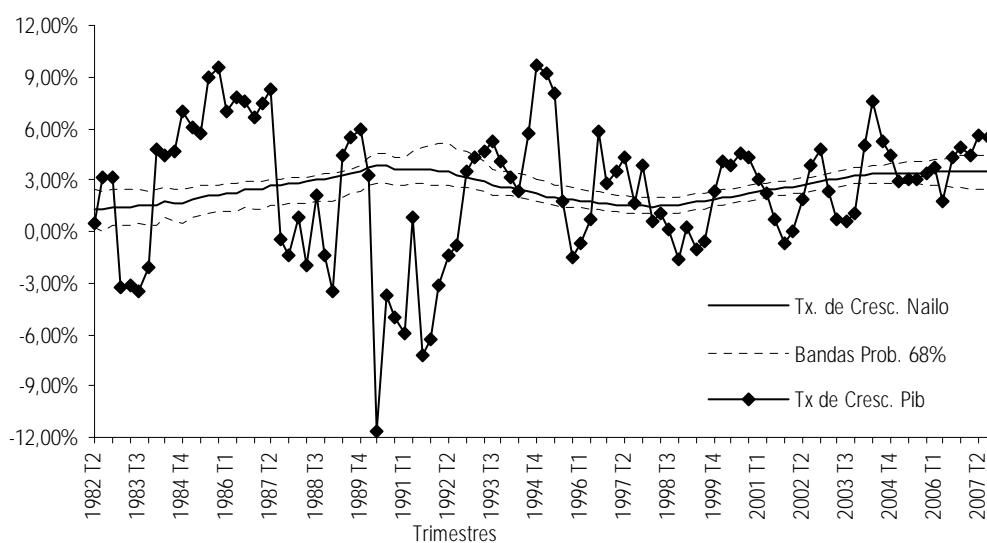
Nos gráficos, apresentados a seguir, as bandas com probabilidade de 68% foram obtidas considerando-se as distribuições dos resíduos, parâmetros e hiperparâmetros¹¹ do modelo.

5.1 A TAXA DE CRESCIMENTO DO NAILO

Estimamos que a taxa de crescimento do NAILO, com base em toda a informação amostral, apresenta alterações durante todo o período coberto por nossa análise. O gráfico 4 mostra que ocorreu uma desaceleração da taxa de crescimento do NAILO após a desaceleração da taxa de inflação ocorrida após o segundo trimestre de 1990. Uma possível explicação para essa mudança no crescimento, seguindo as explicações de Gordon (1997 e 1998) para a redução da NAIRU nos Estados Unidos é a redução do NAILO nos períodos nos quais ocorre aceleração inflacionária, pois é necessária uma contração maior da demanda agregada para reduzir a inflação. Isto pode ser constatado no gráfico 6. Houve ainda uma aceleração na taxa de crescimento do NAILO após a desvalorização cambial de 1998.

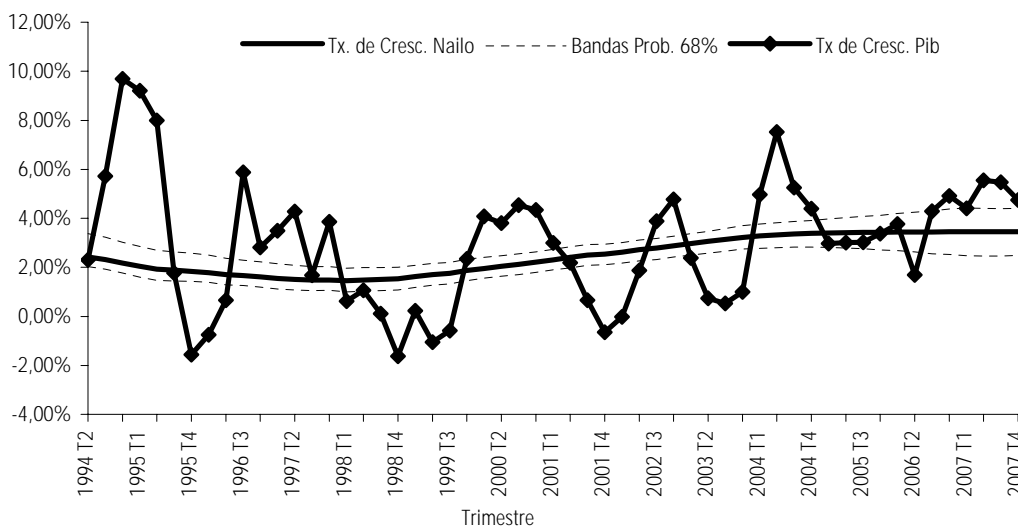
11. Neste último caso uma amostra da distribuição foi obtida por meio do algoritmo de Metropolis através de 20 mil simulações e descartando-se as primeiras 1.000 simulações

GRÁFICO 4
Taxa de crescimento do NAILO e do PIB



O gráfico 5 revela que a taxa de crescimento do NAILO a partir de 1994 manteve-se por um tempo em torno de 2% mas acelerou a partir de 1999 para chegar a 3,4% com bandas superior e inferior de 4,4% e 2,5%, respectivamente, no final de 2007. No último período há aumento das bandas refletindo o aumento da incerteza.

GRÁFICO 5
Taxa de crescimento do NAILO e do PIB a partir de 1994



5.2 NAILO E PRODUTO POTENCIAL DO PAÍS

Nos gráficos 6 e 7 temos o NAILO e suas bandas de probabilidade de 68%, o nível do PIB observado e a tendência do PIB (PIB potencial obtido com o filtro HP). No período de 1982 a 1993, foram adotados cinco planos de estabilização inflacionária (os Planos Cruzado, Bresser, Verão, Collor I e Collor II). Porém, como todas as tentativas

tiveram somente efeitos temporários, os planos fracassaram, além de conduzirem a uma inflação ainda maior. No gráfico 6 podemos observar que nos períodos de 1982.1-1991.2 e 1993.4-2007.4 há uma diferença estatisticamente significativa entre o NAILO e o produto potencial (tendência obtida com o filtro HP), pois este último encontra-se fora das bandas do NAILO. Do terceiro trimestre de 1991 até o terceiro trimestre de 1993, com os Planos Collor I e II, não há evidência de que o NAILO fosse estatisticamente diferente do produto potencial, como pode ser observado nos gráficos 6 e 7. Do quarto trimestre de 1993 ao terceiro trimestre de 1996 o NAILO encontra-se acima do produto potencial, provavelmente devido aos efeitos deflacionários do Plano Real. Após a desvalorização cambial e até o final de 2007, o NAILO permanece significativamente abaixo do produto potencial.

É possível afirmar que se as estimativas do NAILO fossem obtidas com a equação (7), ocorreriam deslocamentos do intercepto da curva de Phillips, principalmente nos períodos em que as estimativas obtidas pela equação (2) revelaram grandes diferenças entre o NAILO e o produto potencial.

Nos períodos referentes à década de 1980 e início da de 1990, pode ser observado um nível de produto muito acima daquele que manteria a inflação estável, indicando que o governo teria de adotar uma política monetária bastante apertada para obter uma redução da inflação. Já a partir do terceiro trimestre de 1991 e até o terceiro trimestre de 1993, com a redução dessa diferença, o custo social de se combater a inflação torna-se menor. Deve-se mencionar ainda que o produto observado esteve significativamente acima do NAILO nos últimos trimestres de 2007, indicando alta probabilidade de que a inflação se acelere em 2008.

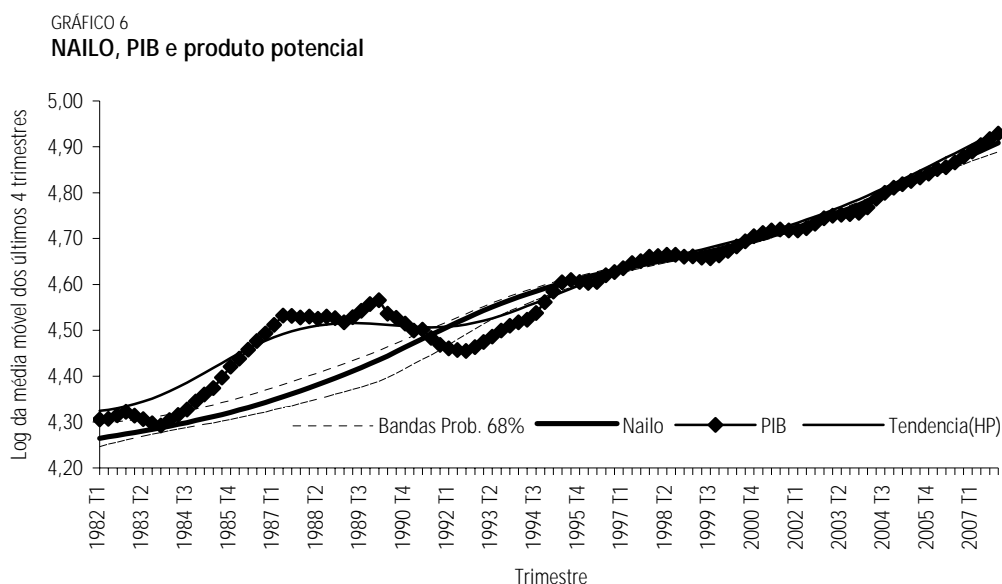
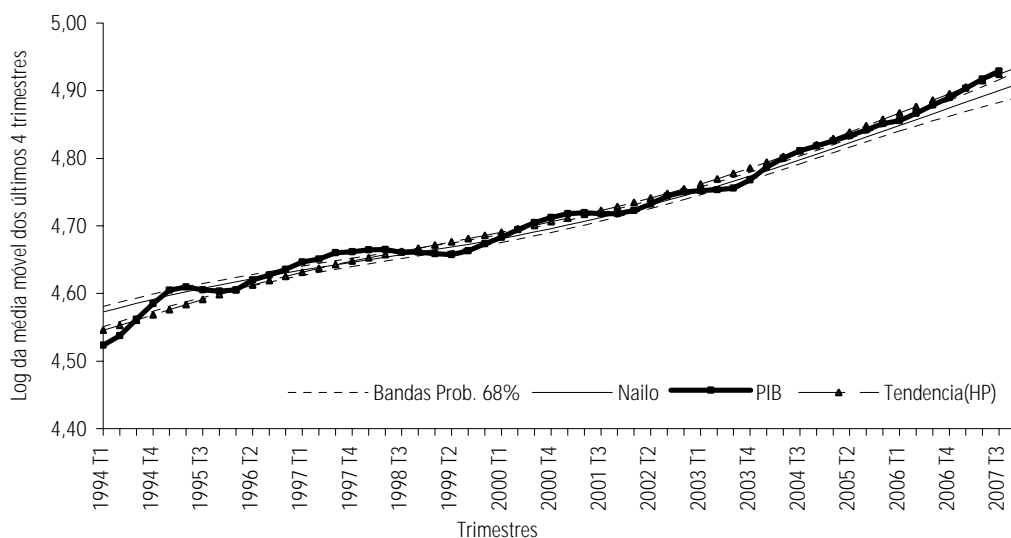
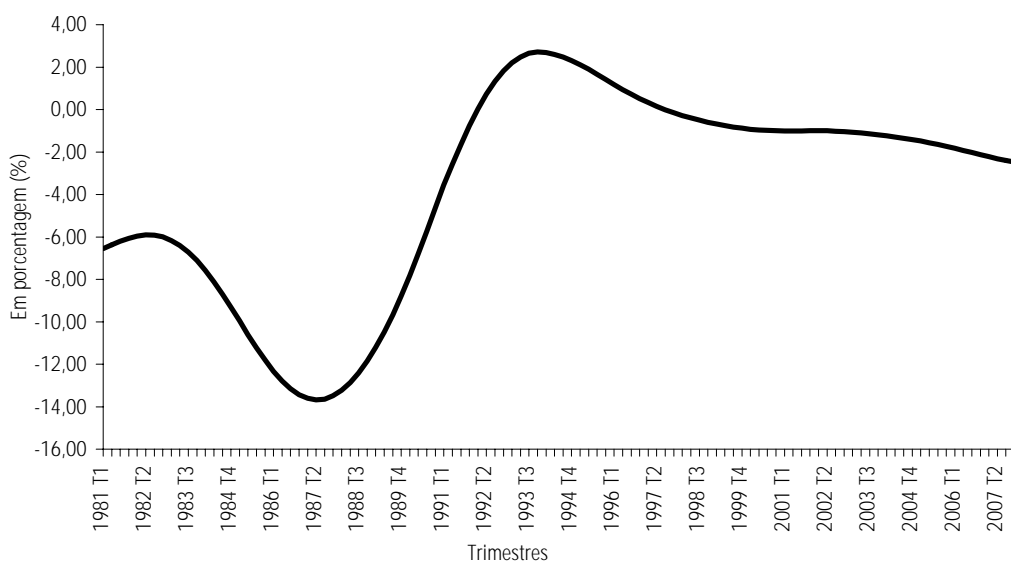


GRÁFICO 7
NAILO, PIB e produto potencial a partir de 1994



Há diferença entre o NAILO e o PIB potencial (tendência) ao longo de quase todo o período analisado, apesar de em alguns trimestres esta diferença não ser estatisticamente significativa (gráfico 8).

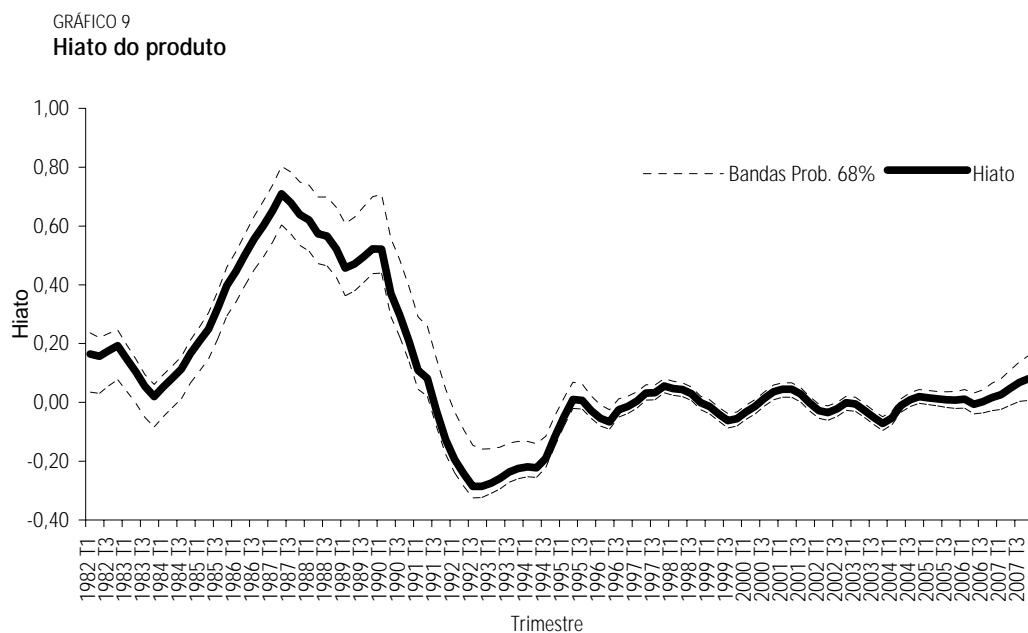
GRÁFICO 8
Diferença entre o NAILO e o produto potencial (filtro HP)



5.3 HIATO DO PRODUTO

A análise pode ser mais detalhada, com a ajuda dos gráficos 9 e 10, utilizando-se o conceito de hiato do produto, definido neste trabalho como sendo a diferença entre o produto observado e o NAILO. Os gráficos do hiato mostram que houve estabilização econômica após o Plano Real já que a diferença entre o produto corrente e o NAILO

foi se estreitando ao longo do tempo, eliminando, assim, parte das flutuações cíclicas no nível de produto e emprego.



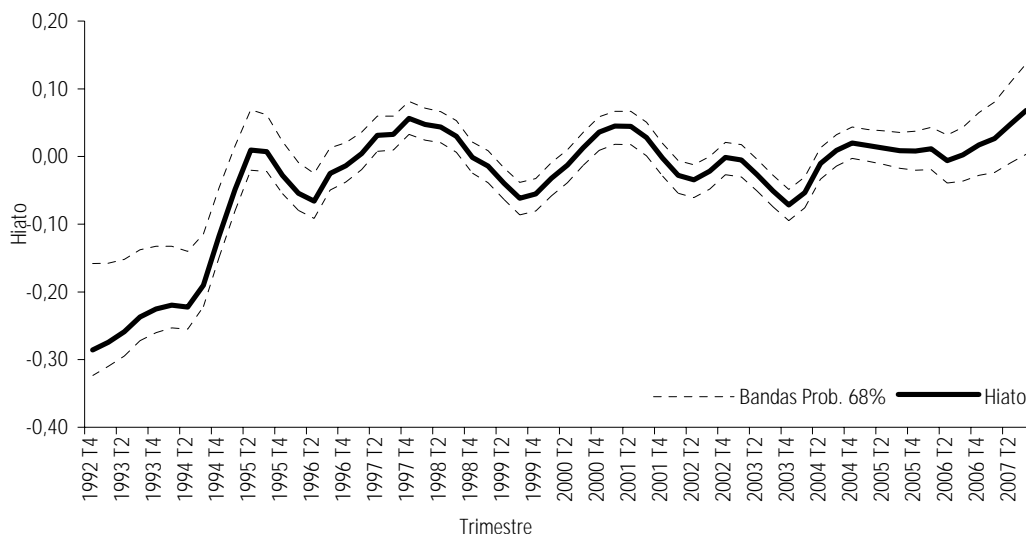
Durante toda a década de 1980 e início da de 1990, podemos observar um hiato positivo devido à alta inflação no período e à sua aceleração.

Em 1999, com a crise cambial e a alteração do regime cambial e monetário para câmbio flexível e metas para a inflação, houve uma pressão inflacionária devido ao *overshooting* da taxa de câmbio. Porém, a meta de inflação seguida pelo BCB foi cumprida. Como podemos observar, durante o ano de 1999 o hiato é negativo, provocado possivelmente por uma política apertada de combate à inflação. Com o fim do *overshooting* do câmbio em 2000, houve uma queda na taxa Selic devido ao cumprimento da meta de inflação, com inflação anual de 6%. Além disso, foi um ano com um dos melhores desempenhos da economia desde a estabilização econômica. Esse clima otimista pode ser observado com a ascendência do hiato do produto nesse período.

Em 2001, devido à crise de energia, à alta volatilidade do preço do petróleo e à desaceleração da economia mundial (estagnação econômica do Japão, fraco desempenho da zona do euro e retração econômica nos Estados Unidos, exacerbada pelos atentados de 11 de setembro), houve desvalorização do real, aumento das pressões inflacionárias e descumprimento da meta de inflação. A desvalorização cambial devido à incerteza provocada pela eleição para presidente da República provocou maiores pressões inflacionárias. Pela primeira vez, na era do real, a inflação ficou acima de um dígito, levando o Comitê de Política Monetária (Copom) a aumentar a taxa Selic. Naturalmente, essas pressões se refletiram no aumento do hiato do produto, indicando que a política deveria ter sido um pouco mais apertada em 2001 para que a inflação se mantivesse estável.

Em 2003, apesar do aumento da taxa de juros no primeiro semestre, o BCB não conseguiu atingir a meta de inflação, que foi reajustada duas vezes.

GRÁFICO 10
Hiato do produto



Do início ao final de 2004, a economia brasileira passou por um período de recuperação que pode ser notado no gráfico com o crescimento do hiato do produto. Já no final de 2004 a economia encontrava-se excessivamente aquecida, criando pressões inflacionárias. Houve aperto da política monetária e a economia volta a se desaquecer chegando a um hiato próximo de zero no segundo trimestre de 2006. A partir daí o nível de atividade volta a se acelerar chegando-se a um hiato significativamente positivo no final de 2007, apesar das largas bandas em torno de seu valor. O hiato significativamente positivo, no final de 2007, estaria indicando a possibilidade de uma política monetária mais apertada em 2008.

5.4 O HIATO DO PRODUTO E O NÍVEL DE UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA¹²

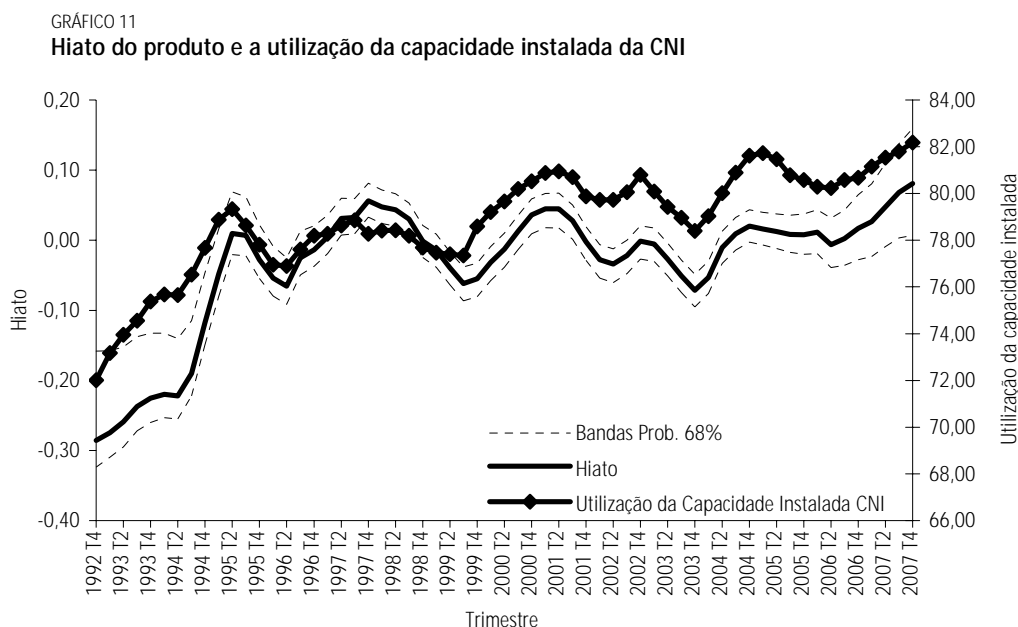
Ao comparar o hiato do produto com os indicadores de utilização da capacidade instalada (gráficos 11 e 12), observa-se que no período de 1982 a 1990 as alterações do hiato seguem de perto as da utilização da capacidade instalada. Nesse período, níveis elevados e não sustentáveis de utilização da capacidade eram alcançados apenas com um hiato muito elevado, ou seja, com uma forte aceleração inflacionária. É importante notar que nos períodos anteriores ao processo recessivo provocado pelos Planos Collor I e II a inflação só se tornaria estável com forte recessão. Já após estes dois planos o hiato passa a ser fortemente negativo só voltando a ficar positivo após o Plano Real. É possível que o processo recessivo, provocado pelos Planos Collor I e II, tenha facilitado a implementação do Plano Real.

Utilizando-se os dados de utilização de capacidade instalada da FGV observa-se, logo após a estabilização da inflação alcançada pelo Plano Real, um forte aumento no grau de utilização da capacidade instalada, de 78% em meados de 1994 para 84% em

12. Como será visto nesta subseção, há estreita relação entre o hiato do produto e o grau de utilização da capacidade instalada no setor industrial. Isto pode estar indicando que a nossa estimativa do NAILO está mais próxima do produto potencial do país do que a tendência obtida com o filtro HP.

meados de 1995, passando a flutuar em torno de 82% nos anos subsequentes. No entanto, este aumento não se refletiu totalmente no hiato do produto. Uma possível explicação para esse fenômeno é o aumento de eficiência da economia provocado pela redução da taxa de inflação, que permitiu uma melhor alocação dos recursos econômicos. Pode-se observar (gráfico 12) que, após o salto no nível de utilização da capacidade instalada obtido com a estabilização, o hiato do produto passa a acompanhar novamente os movimentos da utilização da capacidade instalada.

Utilizando os dados da CNI, nota-se que após a desvalorização cambial de 1998 houve um incremento médio na utilização da capacidade instalada de 78% para aproximadamente 80% no final de 2003. Este aumento não se refletiu no hiato do produto. Há ainda um novo deslocamento de utilização de capacidade em relação ao hiato após 2003, mas é difícil saber até que ponto este deslocamento foi causado pela mudança da metodologia adotada pela CNI. Deve ser ressaltado que os deslocamentos observados no indicador de utilização de capacidade instalada não eliminaram uma alta correlação entre movimentos neste indicador e movimentos no hiato do produto (ver gráfico 11).

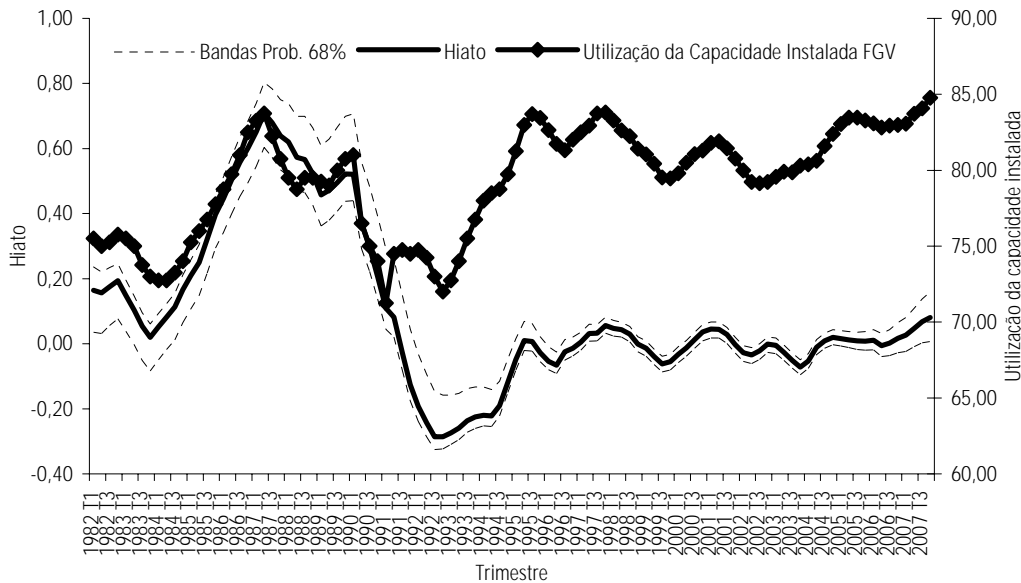


As estimativas do hiato do NAILO indicam que, após 1994, o governo conseguiu aproximar o nível observado do produto do seu nível potencial reduzindo a amplitude dos ciclos econômicos. Apesar da incerteza em relação às nossas estimativas do hiato, indicada pelas bandas (bayesianas) de probabilidade com grau de confiança de 68%, elas são úteis. Elas indicam períodos nos quais, com alta probabilidade, o nível de atividade estava acima (1995:2, 1997:4 a 1998:3, de 2000:4 a 2001:3, 2004:4, e 2007:4) ou abaixo (1996:1 a 1996:3, 1999:2 a 2000:2, 2002:1 a 2002:3, 2003:3 a 2004:2) do nível consistente com uma inflação estável.

Nos últimos trimestres de 2007 há um aumento da incerteza no cálculo do hiato. Este aumento pode ter sido causado pela combinação de um forte aumento do nível de atividade com uma taxa de inflação relativamente baixa provocada, possivelmente, pelo

“choque de oferta” resultante da aceleração verificada nas importações com a valorização do real.

GRÁFICO 12
Hiato do produto e a utilização da capacidade instalada da FGV



5.5 O IMPACTO DAS ALTERAÇÕES NO HIATO DO PRODUTO SOBRE A TAXA DE INFLAÇÃO

A resposta da primeira diferença da taxa de inflação ($\Delta\pi_t$) a um hiato do produto de 1%, permanente e que se inicia em $t - h$, pode ser computada através do seguinte cálculo recursivo:

$$\theta(1) = 1; \quad \theta(n) = \sum_{i=2}^n \left\{ \sum_{k=1}^{\min\{i-1,3\}} [\delta_k \theta(i-k)] \right\}, \quad n = 2, 3, \dots$$

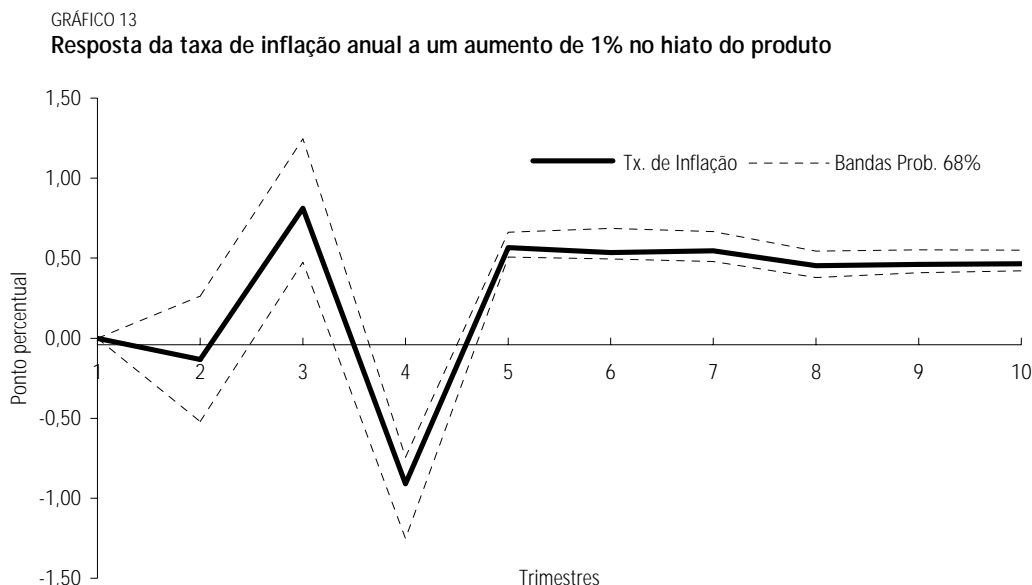
e $R(0) = 0$;

$$R(h) = 0.01 \times 12 \times 100 \times \sum_{i=1}^h \sum_{k=1}^i \sum_{m=0}^{\min\{k-1,4\}} \beta_m \theta(k-m), \quad h = 1, 2, \dots$$

onde $R(h)$ é a resposta percentual anualizada de $\Delta\pi_t$ a um aumento persistente de 0,01 no log do hiato do produto nos últimos h trimestres (equivalente a um aumento de 1% no hiato do produto). Dada a distribuição dos parâmetros na equação (1), podemos construir os intervalos de confiança para $R(h)$ através de simulações de Monte Carlo.

O gráfico 13 mostra a resposta da variação da taxa de inflação anual a um aumento do hiato do produto (diferença entre o produto corrente e o NAILO). Ao realizar as simulações encontramos que um PIB com um valor de 1% acima do

NAILO (um hiato de 1%), por um período superior a quatro trimestres, conduz a uma aceleração inflacionária mensal de aproximadamente 0,048 ponto percentual (p.p.) , o equivalente a uma aceleração trimestral de 0,144 p.p. e anual de 0,58 p.p.



6 CONCLUSÃO

A relação entre aceleração inflacionária e nível de produção, obtida através da estimação da curva de Phillips, pode auxiliar na condução de política monetária. No entanto, como já amplamente apontado na literatura (KYDLAND; PRESCOTT, 1977; LUCAS, 1980), qualquer alteração da política monetária para explorar este *trade-off* pode rapidamente alterá-lo ou eliminá-lo.

Este artigo estimou bandas, com probabilidade de 68%, para o NAILO (Nonaccelerating Inflation Level of Output) e para a sua taxa de crescimento, sob a hipótese de que essa taxa varia estocasticamente ao longo do tempo – diferentemente da hipótese adotada por Stock e Watson (1999) para os Estados Unidos. Estimamos que a taxa de crescimento anual do NAILO, no último trimestre de 2007, pertencia com 68% de probabilidade ao intervalo 2,5%-4,4%, sendo 3,4% o valor mais provável. Obtivemos ainda que um aumento permanente de 1% no hiato do produto conduz, após quatro trimestres, a uma aceleração inflacionária mensal de 0,048 p.p. (ponto percentual) p.p., o equivalente a uma aceleração trimestral de 0,144 p.p. e anual de 0,58 p.p. Esta aceleração anual da inflação, pertence com 68% de probabilidade ao intervalo 0,5-0,7 p.p.

Como foi evidenciado pela análise gráfica, houve, após 1994, um aumento da taxa de utilização da capacidade instalada, que não se refletiu em um aumento do hiato do produto (medido utilizando-se o NAILO). Este resultado pode ser explicado pelo aumento da eficiência econômica resultante da redução da inflação após o Plano Real. Ao comparar-se o hiato do produto com a utilização da capacidade instalada, nota-se que o hiato do produto acompanha os movimentos da utilização da capacidade

instalada ao longo do tempo (utilizando tanto os dados da FGV quanto os da CNI). Os poucos períodos, nos quais não há sincronia nestes movimentos, ocorrem possivelmente devido a choques de oferta (positivos ou negativos) que afetaram a economia brasileira.

Nos períodos de alta aceleração da inflação, o NAILO foi estatisticamente diferente do produto potencial do país estimado através do filtro HP.

REFERÊNCIAS

ARAUJO, C. H. V.; AREOSA, M. B. M.; GUILLÉN, O. T. C. Estimating potential output and the output gap for Brazil. XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2004, João Pessoa, PE. *Anais...* João Pessoa: Anpec, 2004.

FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips Curve for Brazil. *Estudos Econômicos* (IPE/USP), São Paulo, v. 34, p. 725-776, 2004.

FERREIRA, A.; AGUIRRE, A.; GOMES, F. *Estimates of the NAIRU for Brazil using the Ball-Mankiw approach*. Belo Horizonte, 2003 (Notas Técnicas do Cepe).

GELMAN, A.; CARLIN, J.; STERN, H. S.; RUBIN, D. B. *Bayesian data analysis*. New York: Chapman and Hall, 1995.

GORDON, R. J. The time-varying NAIRU and its implications for economic policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 1, 1997.

_____. Foundations of the goldilocks economy: supply shocks and the time-varying nairu. *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 297-333, 1998.

KIM, C.; NELSON, C. R. *State space models with regime switching*. Cambridge, Mass.: The MIT Press, 1999.

KYDLAND, F. E.; EDWARD, C. P. Rules rather than discretion: the time inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 2, p. 473-491, 1977.

LIMA, E. C. R. Inflação, nível de atividade e o produto potencial no Brasil. *Boletim Conjuntural*, Rio de Janeiro, Ipea, v. 53, 2001.

_____. The NAIRU, unemployment and the rate of inflation in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 4, p. 899-930, 2003.

LUCAS, JR. R. E. Methods and problems in business cycle theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 12, n. 4, p. 696-715, 1980.

NISHIZAKI, F. *The NAIRU in Japan: measurement and its implications*. Organization for Economic Co-operation and Development, Economics Department, 1997 (Working Papers, n. 173) .

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. *Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil*. UFRGS, 2000 (Texto para Discussão, n. 3, p. 1-23).

SILVA FILHO, T. N. T. *Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem de função de produção*. Banco Central do Brasil, 2001 (Notas Técnicas, n. 17).

SOUZA JR., J. R. C. *Produto potencial: conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, 2005 (Notas Técnicas, n. 1.130).

STAIGER, D.; STOCK, J. H.; WATSON, W. M. The NAIRU, unemployment and monetary policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 1, p. 33-49, 1997a.

_____. How precise are estimates of the natural rate of unemployment. In: ROMER, C. D.; ROMER, D. H. (Eds.). *Reducing inflation: motivation and strategy*. Chicago: University of Chicago Press, 1997b. p. 195-246.

_____. Prices, wages and the U.S. NAIRU in the 1990s. In: KRUEGER, A. B.; SOLOW, R. M. (Eds.). *The roaring nineties: can full employment be sustained?* New York: Russell Sage Foundation, 2002.

STOCK, J. H.; WATSON, W. M. Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 193-335, 1999.

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

Camila Oliveira de Souza

Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9ª andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50/609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8522 – 3515-8426

Fax (21) 3515-8585

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 135 exemplares