

# Previsão de inflação com incerteza do hiato do produto no Brasil\*

Carlos Hamilton Vasconcelos Araujo  
Osmani Teixeira de Carvalho Guillén<sup>†</sup>  
Banco Central do Brasil

Julho de 2008  
Preliminar e incompleto - Não citar

## Abstract

One of the main indicators of inflationary pressures used in the monetary policy framework by the Banco Central do Brasil is the output gap. The output gap is also an important measure of the economic fluctuations. This paper uses quarterly data to estimate output gap using univariate and multivariate methods, and compares the value added in predicting inflation. A rolling forecasts experiment is used to assess the out of sample predictive accuracy of the alternative models in different horizons. There is a high degree of correlation between the methods as a whole. The results indicate that multivariate methods have best predictive power.

## Resumo

Um dos principais indicadores de pressões inflacionária, usado na política monetária pelo Banco Central do Brasil, é o hiato do produto. O hiato é também uma medida importante de flutuações econômicas. Usamos neste artigo dados trimestrais para estimar diferentes medidas de hiato usando métodos univariados e multivariados. Um experimento de previsão fora da amostra é usado para medir a precisão das previsões de inflação de cada modelo em diferentes horizontes. Existe um alto grau de correlação entre as medidas. Os resultados indicam que métodos multivariados têm um poder preditivo maior do ponto de vista da medida esperada de inflação.

Key-words: output gap, state-space models, production function, Phillips curve.

Palavras chave: hiato, modelos de espaço estado, função de produção, curva de Phillips.

JEL classification: C32, E31, E52.

---

\*The views expressed in this paper are those of the authors. No responsibility for them should be attributed to the Banco Central do Brasil.

<sup>†</sup>Corresponding author: osmani.guillen@bcb.gov.br

# 1 Introdução

O regime de metas para inflação tem sido adotado por inúmeros países durante os últimos anos, como reportado em Mishkin and Schmidt-Hebbel (2001). Estes países adotam em geral uma regra de Taylor explícita. Those countries explicitly adopt a Taylor Rule reaction function. Contudo Blinder (1997) alega que o Federal Reserve Bank (FED) tem uma estratégia diferente que vai desde a “desinflação deliberada” até metas para inflação. Bernanke (2003) enfatiza que existe muito pouca diferença entre o sistema de metas para a inflação e o regime adotado pelo FED, chamado por ele de “dicrionário restrito”. De fato, o FED tem o mandato legal para perseguir “emprego máximo” e “preços estáveis”. Em linha com esta estrutura, o Banco Central Europeu (ECB) tem o objetivo institucional de manter a estabilidade de preços, mas sem prejuízo de suas metas, pode apoiar políticas públicas com o objetivo de contribuir para atingir baixos níveis de desemprego e crescimento sustentável que não gere inflação. Estes fatos evidenciam que o FED e ECB adotam implicitamente funções de reação com regras de Taylor como descrito em Taylor (1993). Conseqüentemente, todos os Bancos Centrais operam política monetária levando em conta inflação e desemprego.

Para identificar o impacto do nível de atividade econômica sobre a inflação, Bancos Centrais precisam conhecer o hiato do produto. Em outras palavras, medidas de produto potencial e hiato do produto são necessárias para identificar extensão do crescimento econômico sustentado e permitem a antecipação de políticas macroeconômicas de combate a inflação. Por estes motivos, estas variáveis não observadas têm recebido atenção de diferentes organismos internacionais, Banco Centrais e da academia. St-Aman and van Norden (1997) discutem algumas metodologias para estimar o produto potencial e o hiato do produto para a economia Canadense. Claus (1999) usa a metodologia de vetores autoregressivos estruturais par obter medidas do produto potencial da Nova Zelândia. Kichian (1999) obtém medidas de produto potencial para a economia do Canadá usando modelos espaço-estado. Orphanides and van Norden (1999) examinam diferentes métodos de extração de tendência com especial atenção na precisão das estimativas em tempo real. Cerra and Saxena (2000) revisam diferentes metodologias que podem ser usadas para a economia da Suecia. Proietti, Musso and Westermann (2002) avaliam o modelo de componentes não observados baseados na função de produção para estimar o hiato do produto e o produto potencial para área do Euro. Rennison (2003) usa um experimento Monte Carlo para avaliar a capacidade de medição do hiato do produto de uma economia de uma variedade de estimadores. Doménech and Gómez (2003) propõem uma nova metodologia de estimação de maneira a obter conjuntamente variáveis não observadas.

Em primeiro lugar estimamos as séries de produto potencial e hiato do produto para a economia brasileira utilizando diferentes metodologias ( tendência determinística, modelo de componentes não observados univariado, filtro Hodrick-Prescott Filter, filtro passa banda, função de produção e modelos de componentes não observados multivariado).

O segundo passo consiste em verificar a precisão das medidas de hiato do produto obtidas. Para esta tarefa usamos uma curva de Phillips cuja medida de atividade econômica é o hiato do produto. Estimamos passo a passo uma curva de Phillips e geramos previsões fora da amostra para quatro horizontes que serão comparadas com os valores efetivamente realizados.

As medidas de hiato indicam conjuntamente reversões históricas da economia brasileira e para os últimos anos a distância entre as medidas não varia muito. As estatísticas descritivas estão dentro dos valores esperados. A análise de correlação mostra alta correlação entre os modelos univariados e entre os modelos multivariados, como esperado, e baixa correlação entre os modelos de componentes não observados multivariados e os modelos univariados. O filtro HP tem alta correlação com a tendência linear e os modelos de componentes não observados univariados, enquanto que esta medida cai quando comparada com modelos multivariados.

Do ponto de vista de precisão da previsão, os modelos de componentes não observados multivariados e a função de produção merecem ser destacados, fato que pode ser atribuído ao maior uso de informação.

resto deste artigo está organizado como segue. A segunda seção apresenta as técnicas econométricas utilizadas para estimar o produto potencial e o hiato do produto. A seção três descreve os dados usados. A quarta seção discute os resultados de cada modelo. A quinta seção compara as previsões de inflação geradas através de curvas de Phillips estimadas a partir de cada hiato do produto. A seção seis conclui o trabalho.

## 2 Modelagem Econométrica

Esta seção revisa as metodologias utilizadas para extrair o hiato do produto de variáveis observadas. O produto pode ser decomposto em tendência,  $\bar{y}_t$ , e ciclo,  $y_t^c$ :

$$y_t = \bar{y}_t + y_t^c. \quad (1)$$

Em geral, a literatura divide os métodos de decomposição em duas vertentes, métodos estatísticos e econômicos. O primeiro método assume que a tendência e o ciclo não são observáveis, usam-se diferentes metodologias estatísticas para identificar o componente permanente e o componente transitório. Por outro lado, métodos ditos econômicos tentam identificar as influências cíclicas e estruturais no produto mediante a uso de teoria econômica. O conjunto de métodos utilizados nesta pesquisa são:

- Tendência determinística;
- Componentes não observados univariado;
- Filtro Hodrick-Prescott Filter;
- Filtro passa banda;

- Função de produção;
- Componentes não observados multivariado.

A seguir descreveremos brevemente cada método considerado nesta pesquisa.

## 2.1 Tendência determinística

O primeiro método que consideramos assume que a tendência do produto em logaritmos é bem aproximada por uma função determinística do tempo. A tendência linear é o modelo mais simples entre estes modelos e admite que o produto pode ser decomposto em uma função linear do tempo e um componente cíclico:

$$y_t = \bar{y}_t + y_t^c = \alpha + \beta \cdot t + c_t, \quad (2)$$

Onde  $y_t$  é a medida de produto (em logaritmos) escolhida,  $\bar{y}_t$  é o produto potencial e  $y_t^c$  é o hiato do produto. Podemos acrescentar um segundo componente para permitir que a tendência varie lentamente com a tendência:

$$y_t = \alpha + \beta \cdot t + \gamma t^2 + c_t. \quad (3)$$

## 2.2 Componentes não observados univariado

Usamos modelos de componentes não observados univariados quando queremos especificar as propriedades dos componentes da série de produto. Nesta pesquisa utilizamos dois modelos univariados, o primeiro, proposto por Clark(1987), assume que o produto (4) pode ser decomposto em uma tendência estocástica com drift estocástico ((5) e (6)) e um ciclo estacionário (7), que neste caso é um processo autoregressivo de segunda ordem para permitir persistência do hiato,

$$y_t = \mu_t + c_t \quad (4)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + g_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

$$g_t = g_{t-1} + \nu_t \quad (6)$$

$$c_t = \alpha_1 c_{t-1} + \alpha_2 c_{t-2} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$\eta_t$ ,  $\nu_t$  e  $\varepsilon_t$  são processos gaussianos independentes e identicamente distribuídos com médias iguais a zero.

No segundo processo, devido a Harvey and Jaeger (1993), o ciclo é especificado como um processo senoidal (12).

$$y_t = \mu_t + c_t \quad (8)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + g_{t-1} + \eta_t \quad (9)$$

$$g_t = g_{t-1} + \nu_t \quad (10)$$

$$\psi_t = \rho \cos(\lambda_c) \psi_{t-1} + \rho \sin(\lambda_c) \psi_{t-1}^* \quad (11)$$

$$\psi_t^* = -\rho \sin(\lambda_c) \psi_{t-1} + \rho \cos(\lambda_c) \psi_{t-1}^* \quad (12)$$

### 2.3 The Hodrick-Prescott Filter

O filtro de Hodrick-Prescott (1997), chamado popularmente de filtro HP, é um procedimento de suavização simples que se está tornando popular pela flexibilidade da identificação das flutuações em torno da tendência. A tendência do produto,  $\bar{y}_t$ , derivada pelo filtro HP é obtida minimizando a combinação do hiato entre o produto atual e a tendência do produto e a taxa de crescimento do produto para toda a amostra. Formalmente, o filtro HP é dado por:

$$\{\bar{y}_t\}_{t=1}^N = \arg \min \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t) - (\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1})]^2 \quad (13)$$

e  $y_t^c$  é o resultado da medida do hiato do produto,

$$\{y_t^c\}_{t=1}^N = \{y_t - \bar{y}_t\}_{t=1}^N \quad (14)$$

$\lambda$  é chamado de “parâmetro de suavização” e penaliza a variabilidade do componente de crescimento. Quanto maior o valor de  $\lambda$ , mais suave é o componente de crescimento e maior a variabilidade do hiato do produto. Se  $\lambda$  tende a infinito, o componente de crescimento corresponde a uma tendência linear. Para dados trimestrais, Hodrick e Prescott propõem  $\lambda$  igual a 1600.

St-Aman and van Nordem (1997) e Cerra and Saxena (2002) apontam para o viés do filtro nas pontas. Mise, Kim and Newbold (2002) demonstram que o filtro HP é uma decomposição ótima para a parte central da amostra, mas é uma decomposição sub-ótima nas bordas. Esta falha é severa se estamos focados em observações recentes.

### 2.4 Filtro passa banda

O filtro passa banda é uma ferramenta muito utilizada para extrair informação de uma série de tempo. A série observada é vista como a soma de varias series subjacentes com diferentes freqüências ou diferentes padrões cíclicos. No longo prazo os ciclos são não correlacionados, o que implica em que a variância da série observada é a soma das variâncias das séries subjacentes. A densidade espectral é função que decompõe a

variância total por frequência. Usamos o filtro desenvolvido por Baxter e King (1999), cujo filtro é uma média móvel de 25 trimestres,

$$y_t^c = \sum_{i=-12}^{12} \alpha_i y_{t-i}, \quad (15)$$

Os pesos,  $\alpha_i$ , são derivados mediante a transformada inversa de Fourier da função de resposta de frequências.

## 2.5 Função de produção

Na linha com Alves and Muinhos (2003), a metodologia proposta por Areosa(2004) usa uma função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes de escala para modelar o produto e o produto potencial,

$$Y_t = A_t(K_t C_t)^\alpha (L_t(1 - U_t))^{(1-\alpha)} \quad (16)$$

$$\bar{Y}_t = A_t(K_t NAICU_t)^\alpha (L_t(1 - NAIRU_t))^{(1-\alpha)} \quad (17)$$

onde  $Y_t$  é o produto,  $\bar{Y}_t$  é o produto potencial,  $A_t$  é o fator de produtividade,  $K_t$  é o estoque de capital,  $L_t$  é a mão de obra empregada,  $\alpha$  é a participação do capital no produto,  $C_t$  é utilização da capacidade instalada,  $U_t$  é a taxa de desemprego,  $NAICU_t$  é a utilização da capacidade instalada não aceleracionista e  $NAIRU_t$  é a taxa de desemprego não aceleracionista.

Definindo  $y_t = \ln Y_t$ ,  $\bar{y}_t = \ln \bar{Y}_t$ ,  $c_t = \ln C_t$ ,  $e_t = \ln(1 - U_t)$ ,  $naire_t = \ln(1 - NAIRU_t)$ ,  $naicu_t = \ln NAICU_t$ , é possível derivar as seguintes equações:

$$\bar{y}_t = y_t + \alpha (naicu_t - c_t) + (1 - \alpha) (naire_t - e_t) \quad (18)$$

$$h_t \equiv \ln \left( \frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \right) = \alpha (c_t - naicu_t) + (1 - \alpha) (e_t - naire_t) \quad (19)$$

Areosa(2004) estima os componentes não observados de (19),  $naicu_t$  e  $naire_t$ , resolvendo o seguinte problema:

$$\min_{\{nairu_t\}_{t=1}^N, \{naicu_t\}_{t=1}^N} \left\{ \begin{array}{l} \beta_1 \left[ \sum_{t=1}^N (nairu_t - u_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} (\Delta^2 nairu_t)^2 \right] + \\ \beta_2 \left[ \sum_{t=1}^N (naicu_t - c_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} (\Delta^2 naicu_t)^2 \right] + \\ \beta_3 \left[ \sum_{t=1}^N (\bar{y}_t - y_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} (\Delta^2 \bar{y}_t)^2 \right] \end{array} \right\} \quad (20)$$

*s.t.*

$$\bar{y}_t = y_t + \alpha (naicu_t - c_t) + (1 - \alpha) (naire_t - e_t)$$

É importante notar que a equação (18) é a restrição do problema. Resolver o problema sem esta restrição equivale a extrair as tendências de cada uma das séries individualmente.

## 2.6 Componentes não observados multivariado

O modelo de componentes não observados univariado pode ser ampliado para incluir variáveis que contenham informação sobre o produto. A vantagem do modelo multivariado é o uso de mais informação. Seguindo Bjornland, Brubakk e Jore (2006) podemos escrever um modelo onde produto, inflação e desemprego são combinações de variáveis não observadas,

$$\Delta y_t = \Delta \bar{y}_t + y_t^c - y_{t-1}^c + s_t - s_{t-1} \quad (21)$$

$$\pi_t = \delta_1 \pi_{t-1} + \delta_2 \pi_{t-2} + \theta_1 y_{t-1}^c + \varepsilon_{1,t} \quad (22)$$

$$(u_t - u_t^*) = \alpha_1 (u_{t-1} - u_{t-1}^*) + \theta_2 y_{t-1}^c + \varepsilon_{2,t} \quad (23)$$

A identidade (21) relaciona a taxa de crescimento do produto,  $\Delta y_t$ , com a taxa de crescimento do produto potencial,  $\Delta \bar{y}_t$ , mais a variação do hiato do produto,  $y_t^c$ , e a variação da sazonalidade,  $s_t$ . A equação (22) pode ser vista como uma curva de Phillips relacionando inflação e o hiato do produto. Uma versão da lei de Okun é descrita em (23) onde relacionamos a diferença entre o desemprego,  $u_t$ , e o desemprego não aceleracionista,  $u_t^*$ , com o hiato do produto.

A seguir descrevemos o comportamento das variáveis não observadas,

$$y_t^c = \phi_1 y_{t-1}^c + \phi_2 y_{t-2}^c + \xi_{1,t} \quad (24)$$

$$\Delta \bar{y}_t = \beta \Delta \bar{y}_t + \omega_{t-1} + \xi_{2,t} \quad (25)$$

$$\omega_t = \omega_{t-1} + \xi_{3,t} \quad (26)$$

$$u_t^* = u_{t-1}^* + v_{t-1} + \xi_{4,t} \quad (27)$$

$$v_t = v_{t-1} + \xi_{5,t} \quad (28)$$

$$s_t = \cos(\rho) s_{t-1} + \sin(\rho) s_{t-1}^* + \xi_{6,t} \quad (29)$$

$$s_t^* = -\sin(\rho) s_{t-1} + \cos(\rho) s_{t-1}^* + \xi_{7,t} \quad (30)$$

A equação do hiato (24) segue um processo autoregressivo de segunda ordem. A taxa de crescimento do produto, (25) é descrita por um processo autoregressivo com *drift* estocástico,  $v_t$ , representado pela equação (26). O desemprego não aceleracionista é especificado por um passeio aleatório (27) com *drift* estocástico. A sazonalidade é descrita pelas equações (29) e (30).

### 3 Dados

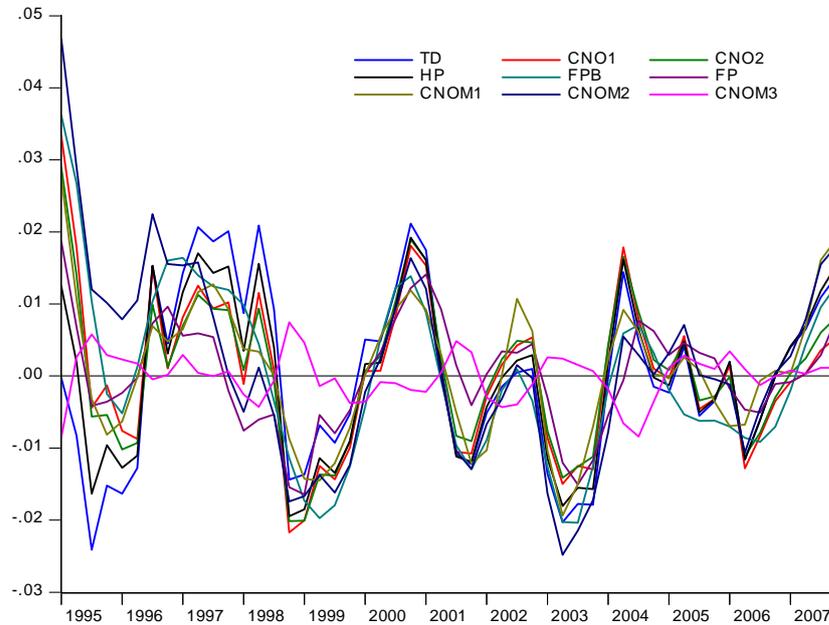
Usamos as seguintes séries de tempo em nossas estimações. O período da amostra inicia-se no primeiro trimestre de 1995 e termina no último trimestre de 2007. The following set of time-series (1995 to 2003) was used in our exercises, which from now on will be represented by the letter in brackets.

- PIB a preços de mercado – PIB ( $y_t$ ); Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); série trimestral.
- Taxa de desemprego ( $u_t$ ); IBGE.
- Investment Rate ( $I_t$ ); Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); série trimestral.
- Utilização da capacidade instalada ( $c_t$ ); Conselho Nacional da Indústria (CNI); série mensal, esta série é convertida para amostragem trimestral usando a média de cada trimestre.
- Participação do capital no produto ( $\alpha_t$ ); Estimamos esta série baseados na participação do trabalho empírica obtida das contas nacionais.
- Índice de preços ao consumidor amplo, IPCA ( $\pi_t$ ); IBGE índice de preços oficial usado no sistema de metas para a inflação.
- Índice de preços ao consumidor amplo de preços livres ( $\pi_t^f$ ); IBGE. Esta série é obtida excluindo os preços de itens administrados.

### 4 Resultados

Estimamos cada modelo descrito na seção de Modelagem Econométrica usando toda amostra (1995.1 - 2007.4). A figura 1 exhibe as diferentes medidas de hiato do produto para a economia brasileira.

Figura 1 - Hiatos



As diferentes metodologias mostram características comuns que merecem ser enfatizadas. Todas as medidas de hiato indicam três declínios abruptos (início de 1998, 2000 e 2004) e um declínio suave no final de 2002. Por outro lado, temos quatro períodos de elevação dos hiatos (final de 1998, 2001, 2003 e 2006). Em geral a tendência linear estima mudanças mais severas. A partir de 2003 a distância das medidas estimadas é pequena, indicando uma concordância entre elas.

A Tabela 1 exhibe as estatísticas descritivas das diferentes medidas. Em geral é razoável esperar que a média dos hiatos seja zero. Os modelos de componentes não observados multivariados possuem médias maiores que zero. O filtro HP tem a maior mediana, enquanto que o filtro passa banda tem mediana negativa. O segundo modelo de componentes não observados multivariado apresenta o maior valor, enquanto que o primeiro modelo de componentes não observados multivariado apresenta o menor valor. A tendência linear, o filtro passa banda e o segundo modelo de componentes não observado multivariado exibem o maior desvio padrão. Assimetria negativa é exibida pela tendência linear, os modelos de componentes não observados univariados, o filtro passa banda e o primeiro e segundo modelos de componentes não observados multivariado. Os demais modelos exibem assimetria positiva. O primeiro modelo de componentes não observados univariado, o filtro passa banda, a função de produção e o segundo e terceiro primeiro modelo de componentes não observados multivariado têm distribuições leptocúrticas.

Tabela 1 - Estatística descritivas dos hiatos calculados por diferentes métodos - 1995.1 2007.4									
	TD	CNO1	CNO2	HP	FPB	FP	CNM1	CNM2	CNM3
Mean	0.0000	0.0003	0.0003	0.0000	0.0000	0.0002	0.0009	0.0014	-0.0001
Median	-0.0001	0.0006	0.0008	0.0017	-0.0020	0.0003	0.0005	0.0003	0.0004
Maximum	0.0211	0.0333	0.0289	0.0192	0.0362	0.0187	0.0275	0.0467	0.0075
Minimum	-0.0241	-0.0217	-0.0201	-0.0195	-0.0204	-0.0164	-0.0194	-0.0248	-0.0085
Std. Dev.	0.0121	0.0108	0.0102	0.0111	0.0121	0.0074	0.0095	0.0135	0.0032
Skewness	0.0680	0.3985	0.2086	-0.0341	0.4901	-0.1337	0.1600	0.5904	-0.4424
Kurtosis	2.1015	3.3873	2.9898	1.9112	3.2368	3.0294	2.9881	4.1057	3.5067

A Tabela 2 exhibe a correlação entre as diferentes medidas. Encontramos uma alta correlação entre os modelos univariados como era esperado. Os modelos de componentes não observados multivariados têm uma baixa correlação com os modelos univariados. O filtro HP tem alta correlação com a tendência linear e os modelos de componentes não observados univariados, enquanto que esta medida cai quando comparada com modelos multivariados.

Tabela 2 Correlação entre os hiatos calculados por diferentes métodos - 1995.1 2007.4									
	TD	CNO1	CNO2	HP	FPB	FP	CNM1	CNM2	CNM3
TD	1								
CNO1	0.73	1							
CNO2	0.77	0.99	1						
HP	0.95	0.89	0.91	1					
FPB	0.60	0.86	0.85	0.75	1				
FP	0.56	0.78	0.81	0.70	0.74	1			
CNM1	0.73	0.86	0.89	0.85	0.89	0.77	1		
CNM2	0.48	0.82	0.79	0.67	0.90	0.80	0.83	1	
CNM3	-0.44	-0.54	-0.56	-0.49	-0.31	-0.40	-0.43	-0.24	1

## 5 Análise comparativa

Após estimar as medidas de hiato usando as diferentes metodologias temos que comparar o poder preditivo da medida de interesse do Banco Central do Brasil, a inflação de preços livres. Seguindo Proietti, Musso and Westermann (2002), comparamos as medidas de hiato do ponto de vista da exatidão da previsão. Como o hiato do produto é uma medida de pressões inflacionária, esperamos que haja um incremento na precisão das previsões de inflação.

Analisar o poder preditivo destas medidas não é uma tarefa fácil,. Estimamos uma curva de Phillips que captura a relação entre atividade econômica e inflação. Seguindo Bodanski, Tombini and Werlang (2000) escolhemos a seguinte especificação,

$$\pi_t^f = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 E_t[\pi_{t+1}] + \alpha_3 h_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (31)$$

onde  $\pi_t^f$  é o índice de preços ao consumido amplo de preços livres,  $\pi_t$  é o índice de preços ao consumido amplo cheio,  $E_t[\pi_{t+1}]$  é a inflação esperada em t e  $h_t$  é o hiato do produto.

Um experimento de previsão móvel é utilizado como teste de precisão, como proposto em Proietti, Musso and Westermann (2002). Para cada série de hiato, estimamos a curva de Phillips, mudando passo a passo a amostra de 1995.1 - 2002.4 até 2007.4, e para cada estimação calculamos a previsão de 1 até 4 passos a frente. O erro quadrático médio é mostrado na Tabela 3 a seguir.

Tabela 3 - Erro quadrático médio para as previsões de 2003.1 a 2007.4				
	1 passo	2 passos	3 passos	4 passos
TD	0.0080	0.0073	0.0068	0.0068
CNO1	0.0080	0.0070	0.0067	0.0067
CNO2	0.0080	0.0071	0.0068	0.0068
HP	0.0080	0.0073	0.0069	0.0069
FPB	0.0069	0.0062	0.0061	0.0061
FP	0.0088	0.0075	0.0075	0.0072
CNM1	0.0074	0.0067	0.0066	0.0068
CNM2	0.0067	0.0061	0.0060	0.0062
CNM3	0.0082	0.0076	0.0070	0.0068

Em negrito azul o melhor modelo. Em azul o segundo melhor modelo. Em negrito vermelho o pior modelo. Em vermelho o segundo pior modelo.

Os resultados deste exercício indicam que o modelo de componentes não observados multivariado, com tratamento de sazonalidade exógeno, apresenta o melhor desempenho para todos os horizontes. O filtro passa baixa apresenta um bom desempenho em todos os horizontes de previsão.

A função de produção apresentou o maior erro quadrático médio. Os resultados indicam que métodos univariados produzem hiatos pobres do ponto de vista de previsão de inflação.

## 6 Conclusão

Usamos neste artigo diferentes medidas de hiato do produto calculadas através da aplicação de diferentes modelos usados largamente na literatura. Para comparar o poder preditivo de cada medida do ponto de vista de previsão de inflação, utilizamos um experimento que envolve previsões fora da amostra com janela móvel obtidas mediante uma curva de Phillips forward-looking.

As medidas de hiato indicam conjuntamente reversões históricas da economia brasileira e para os últimos anos a distância entre as medidas não varia muito. As estatísticas descritivas estão dentro dos valores esperados. A análise de correlação mostra alta correlação entre os modelos univariados e entre os modelos multivariados, como esperado, e baixa correlação entre os modelos de componentes não observados multivariados e os modelos univariados. O filtro HP tem alta correlação com a tendência linear e os modelos de componentes não observados univariados, enquanto que esta medida cai quando comparada com modelos multivariados.

Os resultados indicam que métodos univariados produzem hiatos pobres do ponto de vista de previsão de inflação. Do ponto de vista de precisão da previsão, o modelo de

componentes não observados multivariados, com tratamento de sazonalidade exógeno, merece ser destacado, fato que pode ser atribuído ao maior uso de informação.

## References

- [1] Alves, S. A. L. (2001), “Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model’s Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework,” Banco Central do Brasil Working Paper Series n. 16, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)
- [2] Alves, S. A. L. and M. K. Muinhos (2003), “Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy,” Banco Central do Brasil Working Paper Series, n. 64, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).
- [3] Araújo, F., M. B. M. Areosa and J. A. Rodrigues Neto, “r-filters: a Hodrick and Prescott Filter Generalization”, Banco Central do Brasil Working Paper Series, n. 69, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).
- [4] Areosa, M. B. M. (2004), “Technical Note: Combining Two Different Methodologies to Estimate Output Gap,” Banco Central do Brasil (forthcoming)
- [5] Arnold, R. (2004), “A Summary of Alternative Methods for Estimating Potential GDP,” CBO Paper.
- [6] Bernanke, B. (2003), “Constrained Discretion and Monetary Policy,” <http://www.federalreserve.gov>.
- [7] Beveridge, S. and C. R. Nelson (1981), “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of ‘Business Cycle’,” *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-174.
- [8] Bjornlan, H.C., L. Brubakk e A. S. Jore, 2006, “Forecasting inflation with uncertainty output gap,” Norges Bank.
- [9] Blinder, A. S. (1997), “Distinguished Lecture on Economics in Government: What Central Bankers Could Learn from Academics and Vice-versa,” *The Journal of Economic Perspective*, Vol. 11, n 2, 3-19.
- [10] Bogdanski, J., A. A. Tombini and S. R. C. Werlang, (2000), “Implementing Inflation Targeting in Brazil,” Banco Central do Brasil Working Paper Series n. 1, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).
- [11] Bryan, M. F. and S. T. Cecchetti, (2001), “A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil,” Banco Central do Brasil Working Paper Series n. 11, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).
- [12] Cerra, V. and S.C. Saxena (2000), “Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden,” IMF Working Paper, 00/59.

- [13] Claus, I (1999), “Estimating Potential Output for New Zealand: a Structural VAR Approach,” Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series.
- [14] Doménech, R. and V. Gómez (2003), “Estimating Potential Output, Core Inflation and the NAIRU as Latent Variables,” mimeo University of Valencia.
- [15] Ehrmann, M. and F. Smets (2003), “Uncertain Potential Output: Implications for Monetary Policy,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, 1611-1638.
- [16] Hodrick, R. and E. Prescott (1997), “Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.
- [17] Banco Central do Brasil Inflation Report, September 2002, p. 120, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).
- [18] Banco Central do Brasil Inflation Report, December 2003, p. 117, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).
- [19] Kichian, M. (1999), “Measuring Potential Output within a State-Space Framework,” Bank of Canada Working Paper, 99-9.
- [20] Mishkin, F. S. and K. Schmidt-Hebbel (2001), “One Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need to Know?,” National Bureau of Economic Research Working Paper n. 8397 (July).
- [21] Morandi, L. (2003), “Estimativa do estoque de capital fixo Brasil - 1950/2000,” Rio de Janeiro: IPEA / Dimac, 2003. (Working paper, no prelo).
- [22] Morley, J. C. (2002), “A State-Space Approach to Calculating the Beveridge-Nelson Decomposition,” *Economics Letters*, 75, 123-127
- [23] Orphanides, A. and S. van Norden (1999), “The Reliability of Putput Gap Estimates in Real Time,” Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [24] Proietti, T., A. Musso and T. Westermann (2002), “Estimating Potential Output and the Output Gap for the Euro Area: a Model-Based Production Function Approach,” EUI Working Paper ECO No. 2002/9.
- [25] Rennison, A. (2003) “Comparing Alternative Output Gap Estimators: a Monte Carlo Approach,” Bank of Canada Working Paper, 03-8.
- [26] Silva Filho, T. N. (2001), “Estimating Brazilian Potential Output: A Production Function Approach,” Banco Central do Brasil Working Paper Series, n. 17, [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).
- [27] St-Amant, P. and S. van Norden (1997), “Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada”, Technical Report n. 79, Bank of Canada.

- [28] Taylor, J. B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice,"  
Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, December, 195-214.
- [29] Watson, M. W. (1986), "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends,"  
Journal of Monetary Economics, 18, 49-75.

# Apêndice 1 - Figuras

Figura 2 - Produtos potenciais e hiatos (TD, CNO1 e CNO2)

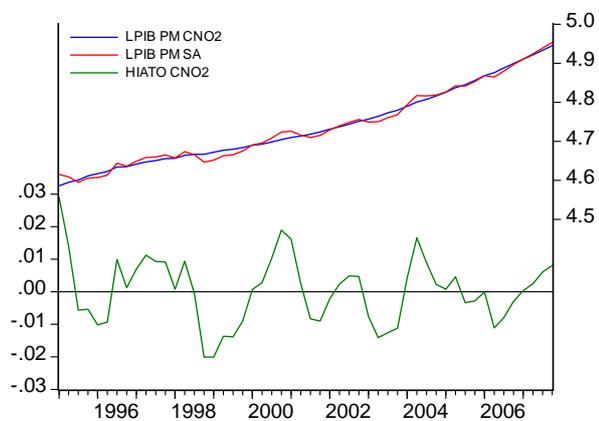
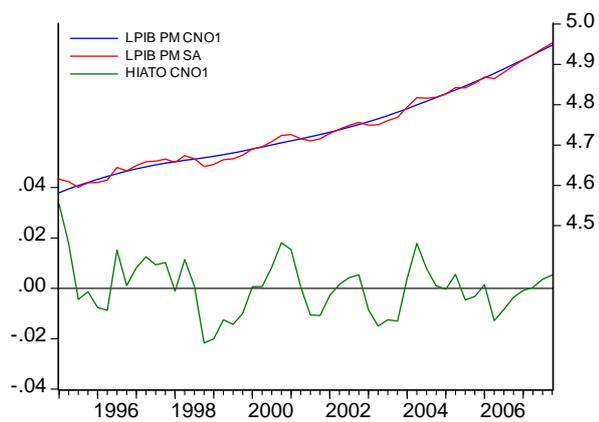
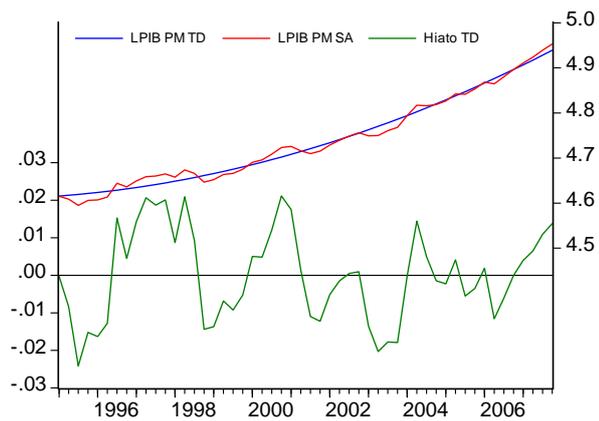


Figura 3 - Produtos potenciais e hiatos (HP, FPB e FP)

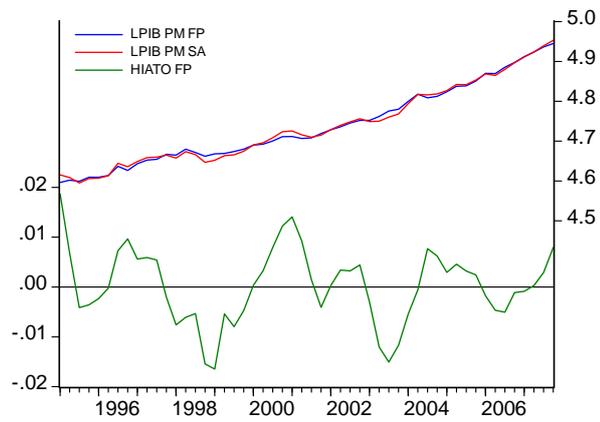
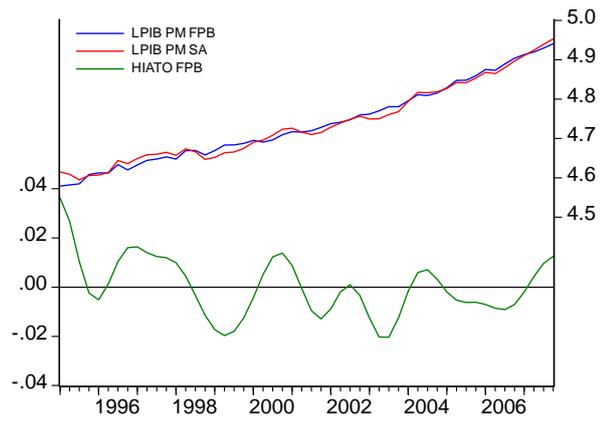
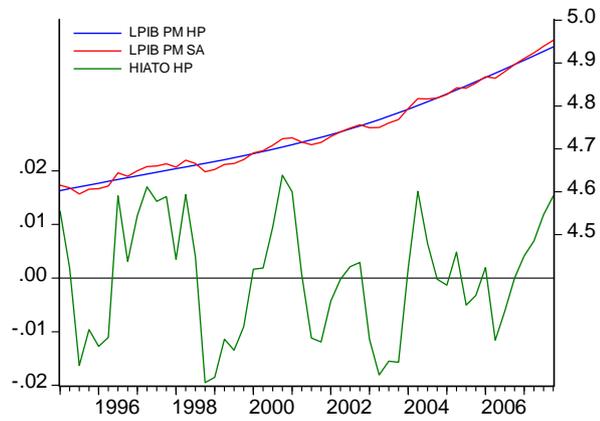


Figura 4 - Produtos potenciais e hiatos (CNOM1, CNOM2 e CNOM3)

