

# PRODUTO POTENCIAL COMO FERRAMENTA DE ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA E DA CAPACIDADE DE CRESCIMENTO DA ECONOMIA BRASILEIRA<sup>1</sup>

José Ronaldo de Castro Souza Júnior<sup>2</sup>

Sidney Martins Caetano<sup>3</sup>

## Resumo

Propõe-se estimar duas versões do produto potencial para o Brasil no período 1992-2010, por meio da função de produção e do filtro HP, e usar esses resultados para: i) avaliar a relevância do hiato do produto dentro das decisões de política monetária (comparando as duas estimativas); e ii) analisar fontes do crescimento do produto potencial. A função de produção calculada indica que o baixo crescimento da produtividade pode ter sido um dos principais responsáveis pelo baixo potencial de crescimento do país. As estimativas indicam que ainda não foi possível atingir, de forma consistente, taxas de crescimento do produto potencial acima de 4% a.a.. Quando se considera a influência do hiato do produto na função de reação da autoridade monetária, verifica-se que ambas as medidas geram desempenhos similares. Portanto, se o analista procura apenas mensurar a variação do hiato do produto, o filtro HP pode ser o mais indicado dado sua simplicidade metodológica.

**Palavras-Chave:** Produto Potencial; Hiato do Produto; Política Monetária.

**JEL:** E01, E20, E30.

## Abstract

It is proposed to estimate two versions of the potential output for Brazil in the period 1992-2010, through the production function and the HP filter, and use these results to: i) assess the relevance of the output gap in the monetary policy decisions (comparing the two estimates), and ii) to analyze sources of growth of potential output. The estimated production function indicates that the low productivity growth may have been a major contributor to the low growth potential of the country. Estimates indicate that it was not possible to achieve rates of potential output growth above 4% a.a.. When considering the influence of the output gap in the reaction function of monetary authority, it appears that both measures generate similar performance. Therefore, if the analyst seeks only to measure the variation of the output gap, the HP filter may be more appropriate given its methodological simplicity.

**Keywords:** Potential Output, Output Gap, Monetary Policy.

**JEL:** E01, E20, E30.

---

<sup>1</sup> Os autores agradecem os valiosos comentários de Armando Castelar Pinheiro e Paulo Mansur Levy, eximindo-os dos equívocos remanescentes.

<sup>2</sup> Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. E-mail: [ronaldo.souza@ipea.gov.br](mailto:ronaldo.souza@ipea.gov.br).

<sup>3</sup> Professor da Universidade Federal de Juiz de Fora, Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada. E-mail: [sidney.caetano@ufjf.edu.br](mailto:sidney.caetano@ufjf.edu.br).

## 1. INTRODUÇÃO

O produto potencial pode ser definido como a capacidade de produção de bens e serviços da economia em níveis que não geram pressões inflacionárias. Dessa forma, é um conceito mais econômico do que físico, embora dependa da capacidade produtiva em sentido estrito, isto é, aquela capacidade determinada pelo estoque de máquinas, equipamentos, construções, mão-de-obra e pela produtividade dos mesmos. No longo prazo, o Produto Interno Bruto (PIB) efetivo não pode crescer a taxas médias mais elevadas que as do produto potencial. Isso significa que o crescimento da economia pode ser maior ou menor do que o crescimento potencial no curto prazo, mas, na média para períodos mais longos esses dois indicadores devem coincidir.

Os responsáveis pela política econômica precisam monitorar o desempenho da economia e conhecer seu potencial de crescimento, controlando para o efeito das flutuações de curto prazo da atividade produtiva. É importante distinguir os aumentos do PIB que se devem exclusivamente aos choques de demanda (em geral, de efeitos transitórios e, possivelmente, inflacionários) daqueles que resultam de um crescimento concomitante da capacidade de oferta. Analogamente, é preciso distinguir se uma determinada redução do crescimento do PIB é resultado de um choque negativo de demanda (possivelmente deflacionário) ou de um choque negativo de oferta que poderia acelerar a inflação. Assim, tanto do ponto de vista da gestão macroeconômica, notadamente das políticas monetária e fiscal, como da estratégia de crescimento, torna-se relevante contar com medidas atualizadas e fidedignas sobre as flutuações econômicas e sobre o potencial produtivo da economia.

Responder a questões como: qual é a taxa de crescimento do produto potencial; qual é o nível de hiato do produto, sendo este entendido como a diferença percentual entre o PIB e o produto potencial; e como o comportamento do hiato do produto pode afetar os juros e a inflação; não são triviais uma vez que o produto potencial é uma variável não-observável. Como não é possível calcular precisamente o produto potencial, o formulador de política econômica (principalmente, da política monetária), nas análises de curto prazo, também avalia diversos indicadores econômicos conjunturais antes de tomar qualquer decisão. Nas análises de médio e longo prazos, por sua vez, o mais importante pode ser analisar a evolução da capacidade produtiva da economia. Dessa forma, torna-se fundamental estimar o PIB potencial por meio da evolução dos determinantes da capacidade de oferta: capital, trabalho e produtividade. Por esses motivos, e devido à ampla utilização e recomendação do método por diversas instituições internacionais, a função de produção é amplamente

utilizada como principal ferramenta para o estudo do produto potencial no Brasil e no exterior e também será o principal método utilizado neste trabalho.<sup>4</sup>

Um exemplo de produto potencial estimado para o Brasil (com dados anuais de 1980 a 2000) por uma função de produção com a mesma forma funcional que será usada aqui (Cobb-Douglas) é o trabalho de Silva Filho (2001). As limitações mais relevantes observadas nesse estudo são: a série de estoque de capital utilizada na função de produção é estimada pelo próprio autor e, comparada com a fonte de dados que será usada neste trabalho (Morandi e Reis, 2004), é mais simples e imprecisa; o indicador de nível de utilização da capacidade instalada (NUCI) da indústria de transformação, escolhido para corrigir o estoque de capital, foi definido como *proxy* para as taxas de todos os demais setores da economia (embora esse subsetor represente menos de 20% do valor adicionado da economia brasileira); o autor faz uma correção na série de taxa de atividade antes de estimar o resíduo de Solow, embora a estimativa desse resíduo devesse ser feita com a população efetivamente ocupada;<sup>5</sup> essa correção impede que a taxa de atividade decresça de um ano para o outro, o que é incompatível com a dinâmica demográfica de longo prazo observada em muitos países; por último, a forma como foram determinados os níveis de pleno emprego dos fatores não têm qualquer fundamentação, a taxa de desemprego e o NUCI foram fixados para todo o período — 5,5% e 85%, respectivamente — com base em hipóteses *ad hoc*.

A fim de contribuir com a literatura empírica sobre esse assunto, este artigo se propõe a estimar duas versões do produto potencial para o Brasil no período de 1992 a 2010 (com dados trimestrais dessazonalizados), evitando incorrer nos problemas mencionados no parágrafo anterior ou procurando minimizá-los, e a usar esses resultados para avaliar a relevância do hiato do produto dentro das decisões de política monetária (comparando as duas estimativas feitas) e para analisar as fontes do crescimento do PIB e do produto potencial brasileiro. Para tanto, primeiramente, serão feitas breves descrições das metodologias de estimação do produto potencial por meio do filtro de Hodrick e Prescott (1981; 1997)<sup>6</sup>, conhecido por filtro HP, e da função de produção. Em seguida, será feita a decomposição do crescimento econômico com auxílio da função de produção. Na sequência serão estimadas as duas versões do produto potencial, uma pelo filtro HP e outra pela função

---

<sup>4</sup> Souza Júnior (2005) e Mc Morrow e Roeger (2001) analisam as vantagens e desvantagens dos principais métodos para se estimar o produto potencial utilizados na literatura.

<sup>5</sup> Taxa de atividade é a razão entre a população economicamente ativa e a população em idade ativa.

<sup>6</sup> O método foi divulgado primeiramente em 1981 na forma de texto para discussão e foi posteriormente publicado no formato de artigo por Hodrick e Prescott (1997).

de produção. Com base nesses resultados, será feita uma análise econométrica comparativa de funções de reação do Banco Central do Brasil (BCB) usando as diferentes séries de hiato do produto estimadas. Depois, serão analisadas as perspectivas para o crescimento do produto potencial brasileiro. Por último, serão descritas as principais conclusões deste trabalho.

## 2. FILTRO HODRICK-PRESCOTT (HP)

O filtro HP faz a decomposição de séries temporais entre a parcela considerada como tendência e o componente cíclico, já considerando que o componente sazonal tenha sido removido da série. O método proposto por Hodrick e Prescott (1981) é simples e frequentemente usado para “suavizar” séries macroeconômicas de diferentes tipos. O componente de tendência da série é obtido resolvendo-se o seguinte problema de otimização dinâmica:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (y_t - T_t)^2 + \lambda [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2 \quad (1)$$

onde  $y_t$  e  $T_t$  são, respectivamente, o produto efetivo e sua tendência — ambos na forma logarítmica. O quadrado dos desvios entre PIB efetivo e sua tendência é minimizado, sujeito à restrição de um parâmetro de “suavização” ( $\lambda$ ) que penaliza o quadrado das variações do crescimento da tendência do PIB. Quanto maior for o  $\lambda$ , menor será a oscilação de  $T_t$ . No limite, quando o  $\lambda$  tende ao infinito, a  $T_t$  será uma série linear. Hodrick e Prescott (1981; 1997), por meio de análises empíricas com dados da economia dos EUA, indicam a utilização de um  $\lambda$  igual a 1600 para séries trimestrais, o que se tornou praticamente padrão na literatura de ciclos econômicos reais (*real business cycles* - RBC).

Ainda assim, a subjetividade na escolha do parâmetro de suavização é uma das principais críticas ao método.<sup>7</sup> Embora o valor de 1600 seja, de fato, amplamente utilizado na literatura de RBC, não há consenso sobre uma forma ótima de escolha deste parâmetro. Angelis (2004), por exemplo, fazem exercícios empíricos utilizando  $\lambda$  igual a 1600 para dados trimestrais macroeconômicos brasileiros (PIB, consumo, investimento, salário real e horas trabalhadas) e indicam que não há argumentos conclusivos para a escolha deste parâmetro e que as teorias econômicas fornecem pouco ou nenhuma justificativa para os critérios empíricos escolhidos por Hodrick e Prescott (1997).

---

<sup>7</sup> Uma breve discussão sobre as vantagens e desvantagens desse método é feita por Souza Júnior (2005).

Teles et al (2005), por sua vez, examinam as propriedades dos ciclos de negócios de um conjunto de séries trimestrais brasileiras (produto, consumo, investimento, capital, trabalho e produtividade) e demonstram que tanto quantitativamente quanto qualitativamente, “fatos estilizados” dos ciclos de negócios brasileiros variam incisivamente entre filtros distintos. Este autores apresentaram resultados de uma análise econométrica feita com base na teoria de RBC que indicam que a utilização do filtro HP (com  $\lambda = 1600$ ) implicam numa aderência maior do modelo teórico à realidade, enquanto que os outros seis filtros estatísticos testados implicam numa divergência entre a realidade e a teoria. Com base nesses resultados, optou-se, por utilizar o valor de 1600 para o parâmetro de suavização no presente trabalho.

### 3. ABORDAGEM DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO

A literatura sobre produto potencial avançou consideravelmente a partir da década de 1980. Entretanto, a metodologia que continua sendo a mais utilizada é a da função de produção — que também incorporou diversos avanços metodológicos ao longo do tempo.

Ao contrário dos métodos que se baseiam essencialmente em hipóteses sobre as propriedades estatísticas das séries temporais (do PIB e de variáveis que o influenciam), a abordagem da função de produção é fundamentada em hipóteses sobre a estrutura da economia. Dado que o produto potencial deve refletir o “lado da oferta” da economia, uma forma intuitiva de estimá-lo é supondo que a estrutura produtiva da economia possa ser representada por uma função de produção. Neste caso, optou-se pela função Cobb-Douglas com elasticidade de substituição unitária, retornos constantes em escala e, por consequência, retornos marginais de cada insumo decrescentes:<sup>8</sup>

$$Y_t = A_t (K_t C_t)^\alpha [L_t (1 - U_t)]^{(1-\alpha)} \quad (2)$$

onde  $0 \leq \alpha \leq 1$ ,  $Y$  é o PIB efetivo,  $K_t$  representa o estoque de capital,  $L_t$  o fator trabalho (população economicamente ativa - PEA) e  $A_t$  é a produtividade total dos fatores (PTF). O estoque de capital,  $K_t$ , é corrigido por nível de utilização da capacidade instalada (NUCI), denominado  $C_t$ , para representar os serviços do capital efetivamente empregados. O mesmo

---

<sup>8</sup> Apesar de a grande maioria dos trabalhos sobre o assunto utilizar a função de produção Cobb-Douglas para representar a estrutura produtiva da economia, há casos em que outros tipos de função são usados. A função alternativa mais usada é a *Constant Elasticity of Substitution* (CES), que é menos restritiva que a Cobb-Douglas por permitir que a elasticidade de substituição seja estimada a partir de dados reais. Entretanto, as dificuldades encontradas para se aplicar empiricamente esse tipo de função podem anular suas vantagens teóricas (WILLMAN, 2002).

deve ser feito em relação ao fator trabalho, que é corrigido pela taxa de desemprego,  $U_t$ . Por último, a PTF é estimada de forma residual.

O parâmetro  $\alpha$ , neste artigo, foi estimado pressupondo-se que a remuneração de cada fator de produção é igual à sua produtividade marginal. Dessa forma, o valor de  $\alpha$  foi fixado em 0,4 com base na atividade média do excedente operacional bruto (excluído o rendimento misto) na renda do período 1995-2007 — de acordo com dados do Sistema de Contas Nacionais Anuais do IBGE, Referência 2000.

O próximo passo consiste em estimar os níveis potenciais (ou de pleno emprego) de cada insumo e decompor a PTF por um método estatístico (no caso, o filtro HP) a fim de se encontrar seu componente de tendência. Segundo Denis, Mc Morrow e Roeger (2002, p. 8), o produto potencial refere-se ao nível de PIB que pode ser obtido com um nível 'normal' de eficiência dos fatores de produção, sendo este nível tendencial de eficiência medido pelo filtro HP do resíduo de Solow. Outra questão que também deve ser destacada é que, justamente pelo fato de ser estimada pelo resíduo de uma equação, que pode ter erros de medida e pode ter problemas em relação à forma funcional escolhida, é preciso utilizar um filtro estatístico para minimizar os erros da própria estimativa de PTF.<sup>9</sup>

Chega-se, então, ao produto potencial por meio da função de produção:

$$\bar{Y}_t = \bar{A}_t (K_t \bar{C}_t)^\alpha [L_t (1 - \bar{U}_t)]^{(1-\alpha)} \quad (3)$$

A dificuldade é justamente definir os níveis potenciais dos insumos. No que se refere ao fator trabalho, estimativas da taxa de desemprego que não “acelera” a inflação [*non accelerating inflation rate of unemployment* (NAIRU)] são frequentemente usadas como referência para definir o nível potencial da mão-de-obra. Assim como no caso da PTF, a NAIRU pode ser estimada por modelos estatísticos. Porém, no caso da NAIRU, algumas vezes são utilizados modelos multivariados que relacionam a taxa de desemprego com a inflação. Também é possível se determinar a NAIRU endogenamente, por meio de modelos macroeconômicos estruturais completos.

Quanto ao capital, por outro lado, muitos estudos internacionais consideram que a utilização total do estoque de capital (NUCI = 100%) seja o nível de pleno emprego de  $K$ . De acordo com o Congressional Budget Office [CBO (2001)], ao contrário do fator trabalho,

---

<sup>9</sup> Para uma discussão mais aprofundada sobre os problemas de mensuração da PTF, ver Acemoglu (2009).

o estoque de capital não precisa ser ajustado para criar o nível potencial, embora a utilização do capital varie significativamente ao longo dos ciclos econômicos, o fluxo potencial de serviços do capital será sempre relacionado com o tamanho total do estoque de capital, não com o montante que estiver sendo usado em cada momento. Outros trabalhos, por outro lado, adotam um conceito similar à NAIRU, que é o NUCI que não acelera a inflação (*non-accelerating inflation capacity utilization* - NAICU) – ver, por exemplo, Oomes e Dynnikova (2006).

As principais vantagens da abordagem da função de produção são: sua fundamentação baseada em uma relação estrutural entre os fatores de produção e o PIB e a capacidade de atribuir explicitamente a esses fatores — e à sua produtividade — o desempenho do produto potencial. Esse método permite, ainda, estudar o comportamento futuro do PIB potencial através da elaboração de cenários ou projeções para os componentes da função de produção. Essas características tornam a metodologia da função de produção uma boa ferramenta para análises de políticas econômicas de curto e longo prazos.

Apesar de suas qualidades e do grande número de economistas e instituições internacionais que empregam esse método, existem alguns pontos controversos que podem afetar a qualidade da estimativa. Os mais relevantes são:

- a escolha da forma funcional da função de produção, é preciso considerar que o formato escolhido seja uma boa aproximação da estrutura da economia;
- a estimativa dos níveis de pleno emprego dos fatores de produção e a mensuração confiável de tais fatores e, por conseguinte, da produtividade. No caso do Brasil, por exemplo, não há levantamentos tão detalhados e confiáveis sobre estoque de capital (e depreciação) como os estudos feitos pelo *Bureau Of Economic Analysis* (BEA) para os EUA.<sup>10</sup>

As metodologias adotadas para se mensurar os dados relativos à oferta de mão-de-obra, ao estoque de capital e aos níveis de desemprego e de utilização da capacidade instalada serão descritos nas próximas subseções.

### 3.1. CAPITAL

O NUCI da indústria de transformação é comumente usado como *proxy* para o NUCI da economia como um todo. No entanto, esse indicador pode não refletir o desempenho geral

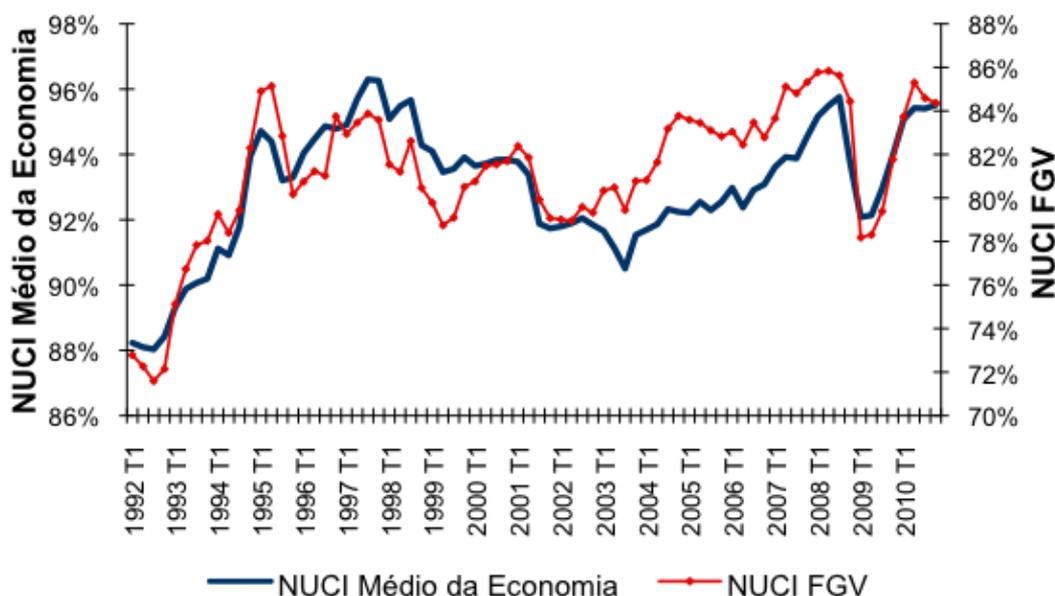
---

<sup>10</sup> Ver, por exemplo, BEA (1997; 2003).

da economia. Por isso, optou-se por utilizar a metodologia desenvolvida por Souza Júnior (2005) para estimar o NUCI da economia brasileira através de uma média ponderada de indicadores setoriais, sendo que essa ponderação foi feita com base na atividade de cada setor/segmento no PIB.<sup>11</sup>

O Gráfico 1 faz uma comparação entre o NUCI médio estimado e o NUCI da indústria de transformação — calculado pela FGV. O gráfico mostra que, mesmo tendo uma elevada correlação (0,8), as séries apresentam tendências diferentes em determinados períodos e médias diferentes. A média do NUCI da economia é mais elevada do que a da indústria de transformação, principalmente, pelo fato de alguns segmentos não possuírem capacidade ociosa em curto prazo – de acordo com a metodologia desenvolvida por Souza Júnior (2005).

**GRÁFICO 1 - NUCI MÉDIO DA ECONOMIA *versus* NUCI DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO (FGV) - 1992-2010 [Dados com ajuste sazonal (em %)]**



Fonte: FGV e estimativas próprias.

Quanto aos dados de estoque líquido de capital, optou-se por usar a série anual estimada pelo IPEA (disponível no Ipeadata) para o período 1950-2008, por meio do método do estoque perpétuo descrito por Morandi e Reis (2004). A atualização para 2009 e 2010 foi feita por este trabalho com base nos dados de formação bruta de capital fixo (FBCF) do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais (IBGE) e na taxa média de depreciação usada por

<sup>11</sup> O ideal seria ponderar pela participação de cada setor no estoque de capital total, no entanto, não há dados setoriais de estoque de capital.

Morandi e Reis (2004). A transformação dos dados anuais de estoque para trimestrais, por sua vez, foi feita com base na distribuição da formação bruta de capital fixo ao longo do ano.

### **3.2. MÃO-DE-OBRA**

A fonte de dados de mercado de trabalho mais usada em análises da economia brasileira é a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE devido à sua frequência (mensal) e contemporaneidade. Essa pesquisa refere-se às principais regiões metropolitanas do Brasil, que representam, aproximadamente, 1/4 da população ocupada. A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE, por outro lado, tem cobertura nacional (exceto das áreas rurais da região Norte nas pesquisas feitas até 2003), mas é realizada apenas anualmente, geralmente em setembro, e demora cerca de um ano para ser divulgada – inviabilizando sua utilização em análises conjunturais trimestrais.

Uma questão importante que deve ser destacada em relação aos dados da PME para o período em questão (1992-2010) é a mudança metodológica incorporada aos dados disponíveis a partir de março de 2002. Uma avaliação detalhada dos impactos da nova metodologia é feita por IBGE (2002). Uma das conclusões desse estudo é que a redução da idade mínima de abrangência da população em idade ativa (PIA), de 15 para 10 anos, não causou impactos significativos na população economicamente ativa (PEA) nem na população ocupada (PO). Entretanto, outras alterações metodológicas fizeram com que o próprio nível de desemprego, por exemplo, se alterasse consideravelmente. Enquanto a taxa de desemprego pela metodologia antiga estava em 8,3% em junho de 2002, pelo novo método, a taxa passou para 11,6%. Por isso, tornou-se necessário fazer um encadeamento dos dados calculados pelas duas metodologias, tomando o cuidado para se utilizar sempre as séries do período de referência (para a identificação dos desocupados) de 30 dias.<sup>12</sup> Esse encadeamento foi feito da seguinte forma: de março de 2002 até dezembro de 2010, utilizaram-se os dados da nova PME; para o período anterior, os dados da antiga PME foram encadeados com os da nova PME através de suas taxas de variação.

### **3.3. FONTES DO CRESCIMENTO ECONÔMICO DE 1992 A 2010**

Um dos resultados mais importantes da estimativa da função de produção é a decomposição do crescimento, que indica em que medida cada fator de produção e a

---

<sup>12</sup> Enquanto a nova metodologia utiliza apenas o período de referência de 30 dias, na antiga metodologia, as séries que ganhavam mais destaque na divulgação do IBGE eram aquelas que usavam o período de referência de 7 dias – embora fossem calculadas séries com ambos os períodos de referência.

produtividade contribuíram para o crescimento da economia. Como capital e trabalho já foram estimados, resta agora estimar a PTF. Para isso, transformam-se as variáveis da equação (2) para a forma logarítmica e a PTF é estimada por resíduo de Solow:

$$\ln A_t = -\alpha \ln(K_t C_t) - (1-\alpha) \ln[L_t (1-U_t)] + \ln Y_t \quad (4)$$

A tabela 1 e o gráfico 2 mostram o desempenho da produtividade da economia brasileira, no período de 1992 a 2010, estimado com base no Sistema de Contas Nacionais Trimestrais (SCNT - Referência 2000) do IBGE.<sup>13</sup> A tabela 1 mostra também a contribuição de cada fator de produção (capital e trabalho) para o crescimento econômico do período.

No primeiro período (1992-1997), a produtividade foi um dos componentes que deu a maior contribuição ao crescimento, sendo responsável por 41% do total. A abertura da economia brasileira verificada na década de 1990 e a utilização da chamada “âncora cambial” para o controle da inflação, entre 1994 e 1998, afetaram negativamente o mercado de trabalho. A necessidade de elevação da produtividade com o objetivo de tornar os produtos nacionais mais competitivos em relação aos produtos importados gerou uma pressão para o aumento do desemprego e pode ter motivado a baixa contribuição da mão-de-obra.

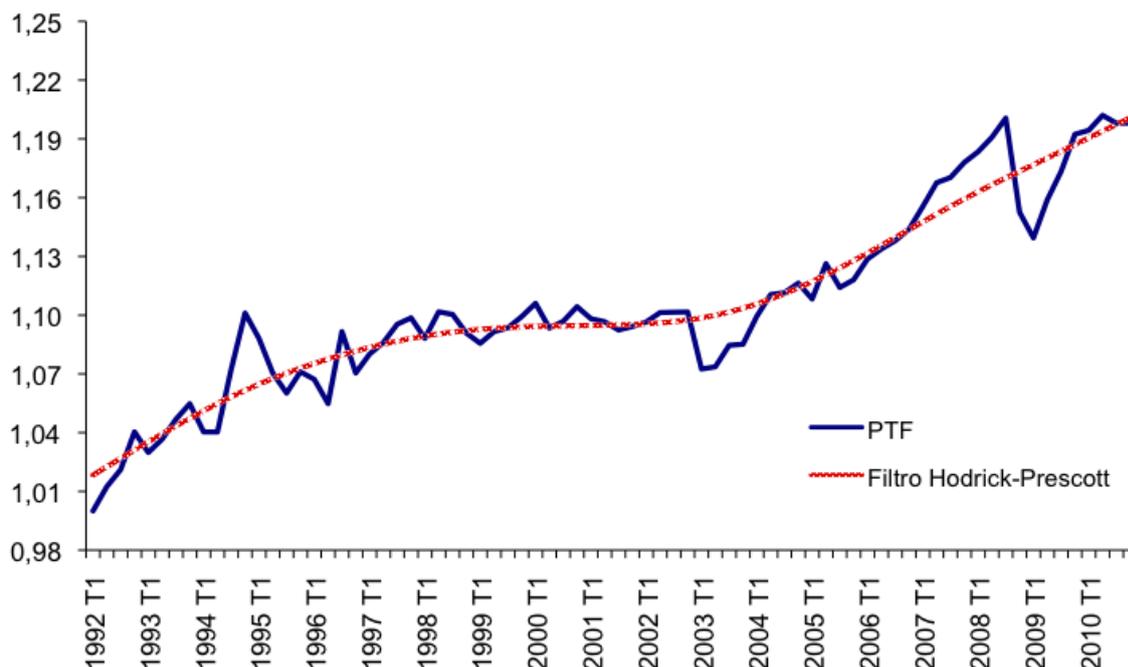
**TABELA 1 - CONTRIBUIÇÕES PARA O CRESCIMENTO ECONÔMICO ENTRE TRIMESTRES, POR PERÍODO** [taxas médias dessazonalizadas e anualizadas (%)]

	Capital $K_t C_t$	Trabalho $L_t (1 - U_t)$	PTF $A_t$	PIB (soma)
1992 T1 - 1997 T4 (composição)	1.5	0.9	1.6	4.1
Crescimento dos fatores	3.7	1.5	1.6	
1998 T1 - 2003 T2 (composição)	0.4	1.4	-0.4	1.3
Crescimento dos fatores	1.0	2.3	-0.4	
2003 T3 - 2010 T4 (composição)	1.4	1.5	1.5	4.4
Crescimento dos fatores	3.4	2.5	1.5	

<sup>13</sup> A nova metodologia do SCNT (referência 2000) foi aplicada integralmente aos dados do ano 2000 em diante. Os índices trimestrais de volume do SCNT, no entanto, foram recalculados por um procedimento de retroplação para o período 1991-1999.

## GRÁFICO 2 - PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES – PTF (1992-2010)

[base: 1992 T1 = 1,00]



Fonte: Elaboração própria.

O período seguinte, de 1998 ao segundo trimestre de 2003, caracterizou-se pelo baixo crescimento da economia, pela forte queda da FBCF e pela reversão da tendência de alta da produtividade. A população ocupada, por outro lado, passou a crescer mais.

A partir do segundo semestre de 2003, verificou-se uma aceleração do crescimento econômico, com ganho ainda maior do pessoal empregado e nova reversão da tendência da produtividade. Cabe ressaltar que a tendência da produtividade foi estimada pelo filtro HP e será usada para se calcular o produto potencial. No período do último trimestre de 2003 ao quarto trimestre de 2010, a produtividade da economia brasileira cresceu a uma taxa média (1,5% a.a.) similar à do período 1992-1997 (1,6% a.a.). A contribuição do capital foi influenciada positivamente não só pelo aumento do crescimento dos investimentos, como também pela ocupação da capacidade ociosa a partir do quarto trimestre de 2003, como pode ser visto no gráfico 1. O mesmo gráfico juntamente com o gráfico 2 mostram que a crise econômica mundial, que afetou a economia brasileira especialmente no final de 2008 e início de 2009, causou importantes impactos no NUCI e na PTF. Somente em 2010 estes indicadores retornaram aos patamares atingidos antes do auge da crise em 2008.

Agora que a tendência da PTF está estimada, é preciso se estimar os níveis potenciais dos fatores capital e trabalho para que seja possível obter estimativas do produto potencial e do hiato do produto – o que será feito por metodologias diferentes na seção seguinte.

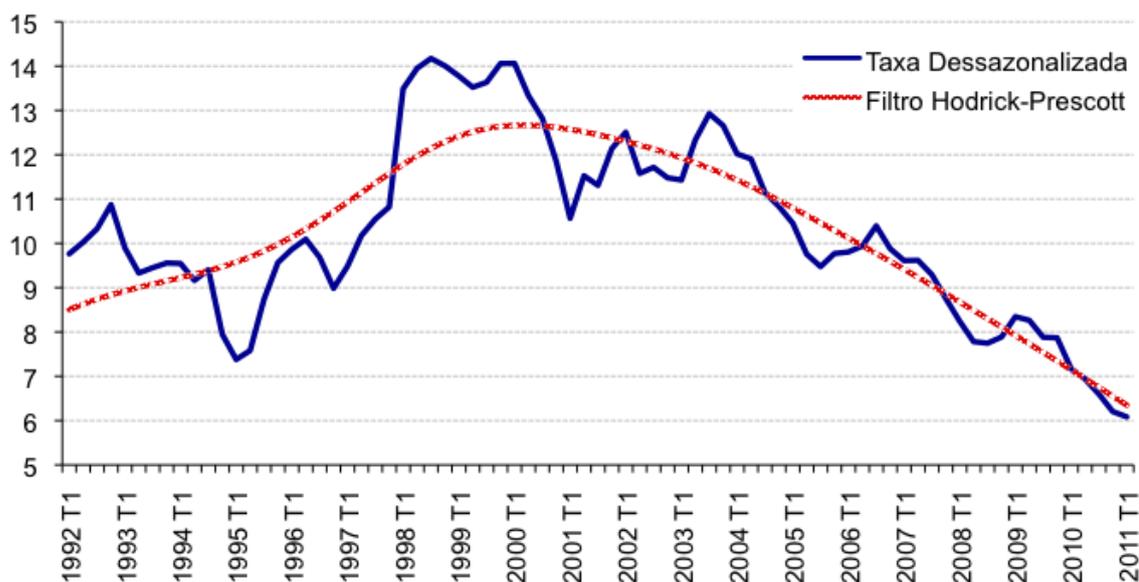
#### **4. ESTIMATIVAS DO PRODUTO POTENCIAL**

Nesta seção serão feitas duas estimativas do produto potencial para a economia brasileira no período de 1992-2010 (dados trimestrais com ajuste sazonal). A primeira será feita com a aplicação direta do filtro HP na série de PIB. A segunda estimativa será por meio de um método híbrido que combina a função de produção, baseada nas relações econômicas entre os fatores de produção e o PIB, com um método puramente estatístico (o filtro HP) para determinar os níveis potenciais do fator trabalho e da produtividade.

A justificativa para se usar o filtro HP para estimar o nível potencial da taxa de desemprego é que, caso a taxa de desemprego atinja valores significativamente abaixo de sua tendência de longo prazo, é provável que haja um aumento do risco de pressões inflacionárias. Dessa maneira, uma forma simples e transparente de se mensurar a NAIRU é utilizando-se o filtro HP, método sugerido por Ball e Mankiw (2002). Por outro lado, uma crítica que se pode fazer sobre a utilização deste método é que, por ser um filtro univariado, o filtro HP não leva em consideração informações das séries de inflação, o que gera uma inconsistência semântica com o termo NAIRU e pode gerar resultados conflitantes com os propostos pela teoria.

Com o objetivo de minimizar o viés de início e de final de amostra no cálculo da tendência pelo filtro HP, foram utilizadas: a série de taxa de desemprego para o período anterior a 1992 e os dados disponíveis (quando este artigo estava sendo elaborado) para o período após o último trimestre estudado – o primeiro trimestre de 2011. As informações do período anterior a 1992 foram importantes para mostrar que a tendência de aumento do desemprego vinha do período anterior, não se iniciou só a partir da segunda metade da década como poderiam indicar os dados de desemprego de 1992 a 1995 – ver gráfico 3. Já os dados do primeiro trimestre de 2011, reforçou a tendência de queda da taxa de desemprego com ajuste sazonal verificada no final do período – embora tenha havido uma desaceleração na queda deste último trimestre.

**GRÁFICO 3 - TAXA DE DESEMPREGO COM AJUSTE SAZONAL E FILTRO HP (1992-2010) [em %]**



Fonte: Elaboração própria.

Outro ajuste que precisa ser feito na estimativa da PEA, como sugerido por Mc Morrow e Roeger (2001) e Denis, Mc Morrow e Roeger (2002), é suavizar a oscilação da PEA com a aplicação do filtro HP à taxa de atividade. Uma vantagem desses procedimentos é a geração de uma série de oferta potencial de mão-de-obra relativamente estável e, ao mesmo tempo, com desempenho relacionado à dinâmica demográfica de longo prazo (crescimento da população em idade ativa e tendência da taxa de atividade) e às tendências do mercado de trabalho (desemprego estrutural).

Ainda de acordo com Mc Morrow e Roeger (2001) e Denis, Mc Morrow e Roeger (2002), a contribuição potencial do capital é sempre dada pela utilização plena de todo estoque de capital existente na economia e não há justificativa para se suavizar essa série, que já é relativamente estável.<sup>14</sup> O Congressional Budget Office [CBO (2001)] afirma que, ao contrário do fator trabalho, o estoque de capital não precisa ser ajustado para criar o nível potencial, o fluxo potencial de serviços do capital será sempre relacionado com o tamanho total do estoque de capital.

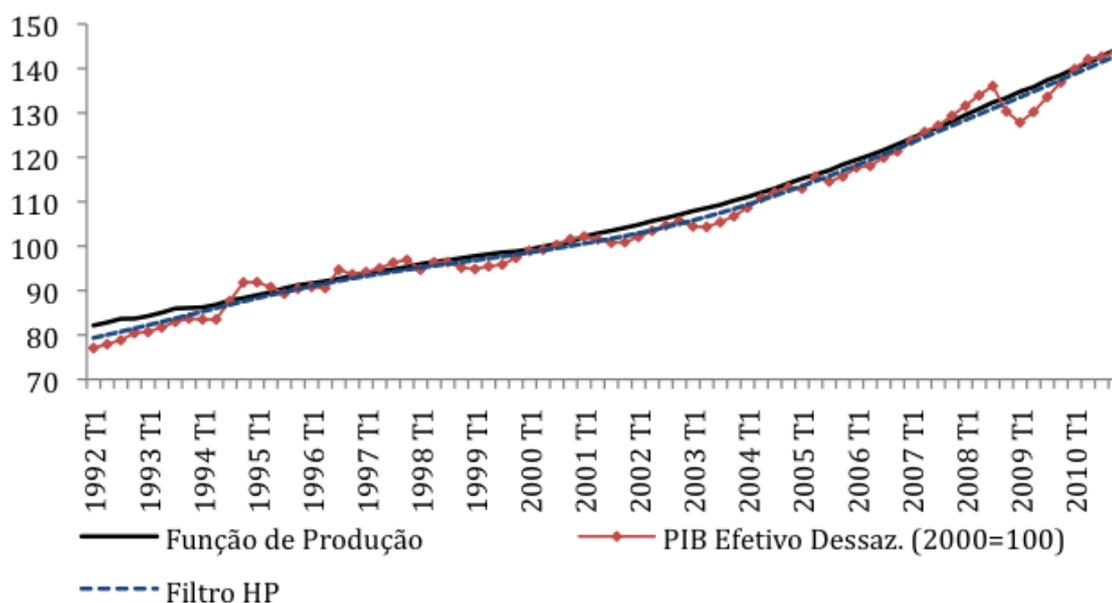
Antes de se utilizar essa metodologia, porém, é preciso fazer uma correção no indicador de utilização médio da economia. O motivo é que o NUCI da indústria da transformação e o da indústria extrativa mineral (exceto combustíveis), ao contrário dos indicadores estimados

<sup>14</sup> Embora os investimentos sejam muito voláteis, a contribuição dos investimentos líquidos (de depreciações) para o crescimento do estoque de capital é bastante estável, pois representam uma parcela muito pequena do estoque total.

para os demais setores da economia (usados no cálculo do NUCI médio), não consideram a necessidade de manutenção de um determinado grau de ociosidade do estoque de capital. Conhecida como “reserva técnica”, essa ociosidade é necessária para atender necessidades urgentes e eventuais falhas operacionais. A solução encontrada foi definir o nível máximo atingido pelo NUCI médio da economia (96%, em 1992 e 2010) como sendo o nível de pleno emprego.

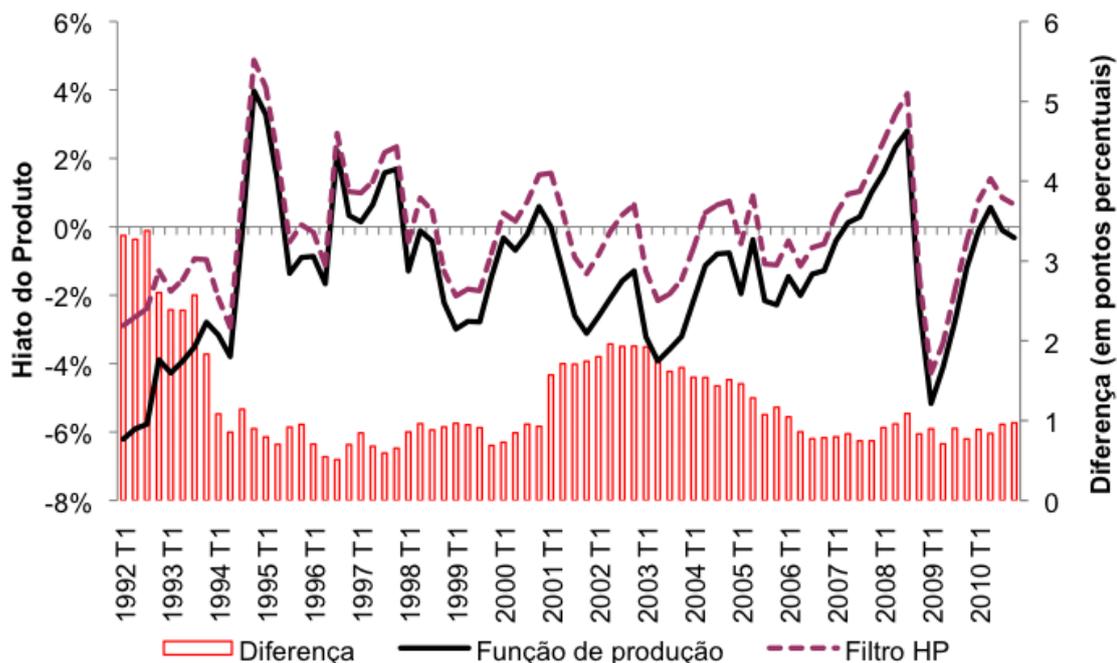
Os resultados finais do produto potencial e do hiato do produto estimados pelos dois métodos são mostrados nos Gráficos 4 e 5. O hiato (em valores absolutos) manteve-se significativamente grande nos primeiros anos da série, especialmente na série estimada pela função de produção, devido ao período recessivo de 1990 a 1992. Em 1993, a economia brasileira voltou a crescer e, após a implantação do Plano Real, em julho de 1994, o PIB atingiu taxas mais elevadas de crescimento e ultrapassou o produto potencial, permanecendo assim até o segundo trimestre de 1995. No entanto, embora a taxa anual de crescimento da economia em 1995 (4,6%) tenha sido positiva e não muito menor que a taxa de 1994 (5,3%), o PIB teve um desempenho ruim ao longo de 1995 — refletindo a política monetária restritiva imposta pelo Banco Central (BCB) em outubro de 1994.

**GRÁFICO 4 - PRODUTO POTENCIAL *versus* PIB EFETIVO DESSAZONALIZADO (1992-2010) (base: PIB de 2000 = 100)**



Fonte: Elaboração própria.

**GRÁFICO 5 - HIATO DO PRODUTO – FUNÇÃO DE PRODUÇÃO *versus* FILTRO HP (1992-2010)**



Fonte: Elaboração própria.

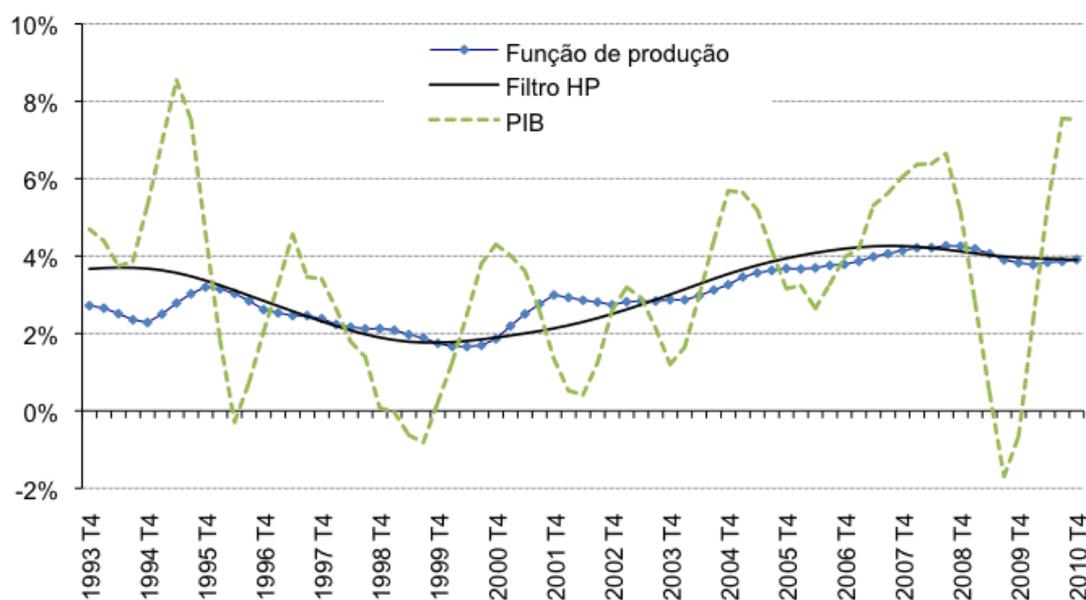
No final de 1995, em função da combinação entre a redução da taxa de juros e a adoção de outras medidas de incentivo ao crédito, o PIB voltou a crescer e chegou a manter-se próximo ou acima de seu potencial de meados de 1996 até o final de 1997. Foi quando o Banco Central do Brasil (BCB) voltou a adotar medidas contracionistas (ver gráfico A1 do Anexo) em resposta aos efeitos negativos da crise asiática sobre o balanço de pagamentos brasileiro. Em meados de 1998, essas medidas já haviam sido relaxadas e o hiato (em valores absolutos) voltou a diminuir. Nesse momento, uma nova crise internacional (desta vez, na Rússia) voltou a causar distúrbios na economia brasileira. Tal crise, somada aos desequilíbrios das contas externas e das contas públicas, levou o governo a adotar medidas (monetárias e fiscais) restritivas e, em janeiro de 1999, a alterar a política cambial. Dessa forma, o PIB voltou a cair e a distanciar-se de seu potencial até a recuperação da economia, iniciada ainda em 1999. Essa recuperação durou até o início de 2001, quando ocorreu a “crise de energia”.

Em 2002 verificou-se uma breve retomada do crescimento. Porém, a significativa desvalorização cambial observada no segundo semestre daquele ano provocou um aumento da inflação (ver gráficos A2 e A3 do Anexo) e uma nova série de elevações da taxa básica de juros, que só começou a ser reduzida em junho de 2003. Em seguida, houve uma nova recuperação da economia, suficiente para elevar o PIB para um nível próximo ao potencial

em pouco tempo. Em 2004, enquanto o PIB cresceu a uma taxa de 5,7% no ano, o produto potencial cresceu a taxas bem inferiores (3,3% pela abordagem da função de produção e 3,5% pelo filtro HP) – como mostra o gráfico 6. Mais uma vez, a inflação aumentou e o Comitê de Política Monetária (Copom) reagiu com elevações da taxa básica de juros, iniciadas em setembro de 2004, o que contribuiu para a redução do crescimento econômico e fez com que o PIB se afastasse de seu potencial até meados de 2006.<sup>15</sup>

A elevação da taxa de juros ocorrida em 2004, no entanto, não gerou uma redução do crescimento econômico tão acentuada quanto a que se verificou em períodos anteriores. Essa política restritiva iniciada em 2004 ajudou a conter a alta da inflação, mas não gerou uma capacidade ociosa suficiente que permitisse um crescimento econômico posterior a taxas mais elevadas que as taxas de crescimento do produto potencial por um longo período.

**GRÁFICO 6 - TAXAS ACUMULADAS DE CRESCIMENTO: PIB EFETIVO *versus* PIB POTENCIAL (FUNÇÃO DE PRODUÇÃO E FILTRO HP)**  
[últimos quatro trimestres / quatro trimestres imediatamente anteriores (%)]



Fonte: IBGE e estimativas próprias. Elaboração própria.

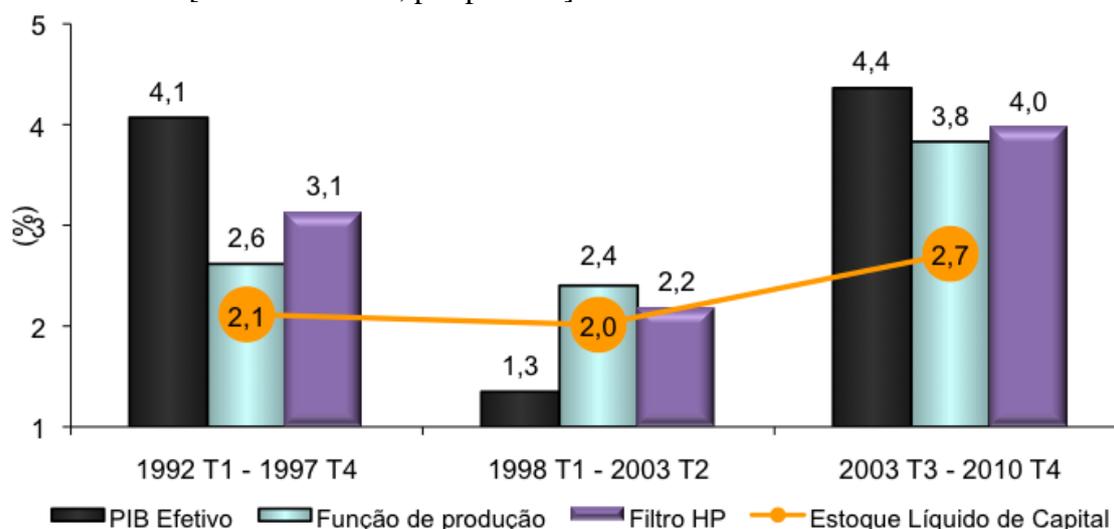
No segundo semestre de 2005, o BCB voltou a reduzir a taxa de juros num movimento que se estendeu por dois anos. Nesse período, a meta da taxa Selic foi reduzida de 19,75% para 11,25% a.a.. Ajudada também por uma conjuntura econômica mundial favorável, o

<sup>15</sup> Como destacado por Ipea (2005), no segundo trimestre de 2005 a economia brasileira cresceu acima do esperado porque havia forças atuando no sentido contrário da política monetária, sendo que as principais eram o crescimento das exportações líquidas e expansão do crédito, especialmente o consignado. Mas os indicadores mostraram que o crescimento industrial foi maior que o do comércio, indicando o aumento de estoques no período.

crescimento do PIB voltou a se acelerar, especialmente a partir do segundo semestre de 2006. O crescimento do produto potencial também se elevou consideravelmente, atingindo taxas pouco acima de 4% a.a. no início de 2008. O PIB efetivo, porém, acumulava um crescimento anual superior a 6% no mesmo período. Mais uma vez, o Comitê de Política Monetária (COPOM) do BCB reagiu com uma política monetária restritiva, que só foi alterada após o agravamento da crise econômica mundial do segundo semestre de 2008. Desta vez, foi o cenário mundial adverso que alterou os planos de investimentos no Brasil e fez com que o hiato do produto voltasse a ficar negativo. Como pode ser visto no gráfico 6, esta última crise causou uma oscilação muito forte na economia brasileira. O PIB, que acumulava um crescimento de quase 7% a.a. no terceiro trimestre de 2008, caiu de forma tão expressiva que chegou a acumular uma redução de 1,7% no terceiro trimestre de 2009.

O gráfico 7, por sua vez, mostra que no período de baixo crescimento econômico, de 1998 ao segundo trimestre de 2003, o PIB cresceu abaixo de seu potencial – gerando um aumento da capacidade ociosa. Por outro lado, no período iniciado no segundo semestre de 2003, a taxa média anual de crescimento do PIB efetivo foi maior que o crescimento do potencial, o que resultou na maior ocupação da capacidade ociosa da economia. Como a taxa de crescimento do estoque de capital ficou apenas 0,7 pontos percentuais acima do que havia sido no período anterior, boa parte do crescimento do fator capital corrigido ( $K_t C_t$ ), mostrado na tabela 1, deve-se ao aumento do NUCI, ou seja, à ocupação da capacidade ociosa.

**GRÁFICO 7 - TAXAS DESSAZONALIZADAS ANUALIZADAS DE CRESCIMENTO: PIB EFETIVO versus PIB POTENCIAL versus ESTOQUE DE CAPITAL [entre trimestres, por período]**



Fonte: IBGE, Ipea e estimativas próprias. Elaboração própria.

Nota-se nas interpretações acima certo indicio de uma possível relação entre o instrumento de política monetária, no caso, a taxa de juros de curto prazo - taxa Selic e o hiato do produto. Tal relação pode ser explorada por meio de uma função de reação do Banco Central. Neste caso, outra pergunta que fica em termos de contribuição das estimativas do hiato do produto se refere aos possíveis efeitos que esta variável e uma alteração na sua metodologia poderiam exercer sobre a função de reação do Banco Central do Brasil. Para tentar responder a essas questões, na seção seguinte, regras à la Taylor são discutidas e estimadas, de forma a investigar se a autoridade monetária brasileira tem respondido aos movimentos da atividade produtiva e se existem grandes diferenças quando se considera na função de reação o hiato do produto estimado seja por meio da função de produção Cobb-Douglas ou por meio do filtro HP, conforme apresentado acima. Aproveita-se também para discutir a reação relativa ao comportamento inflacionário/hiato e à um possível comportamento gradualista na política monetária, ou seja, a condução da política monetária relativo ao “estado da economia” e ao comportamento da taxa de juros.

## **5. REGRA DE TAYLOR, INÉRCIA NA POLÍTICA MONETÁRIA E INFLUENCIA DO HIATO DO PRODUTO**

Nesta seção será feita uma análise comparativa de funções de reação do Banco Central do Brasil (BCB) usando as diferentes estimativas de hiato do produto apresentadas anteriormente. O objetivo é avaliar a relevância destas variáveis dentro das decisões de política monetária e se a utilização da função de produção Cobb-Douglas, que é mais complexa que o filtro HP, gera (ou não) ganhos significativos. Entenda-se aqui ganhos ou perdas em termos de poder preditivo do comportamento da taxa de juros básica da economia brasileira e de significância estatística. Tal resultado é importante porque essas variáveis econômicas estimadas são comumente usadas como uma das ferramentas para a calibração de políticas macroeconômicas, especialmente a política monetária.

Uma forma de se comparar a qualidade das estimativas de hiato do produto é avaliando seu efeito e desempenho em funções de reação do Banco Central. Para tanto, regras à la Taylor (1993) e o estudo de Clarida, Gali e Gertler (2000) tornam-se úteis, pois revelam a possibilidade com sucesso de regras empíricas em que o instrumento de política monetária reage a desvios da inflação em relação à meta inflacionária e a alguma medida da atividade econômica, sendo esta última na maioria dos casos representada pelo hiato do produto.

Acrescentam-se nestas regras mecanismos de ajustes parciais para capturar o gradualismo de política monetária, um fato estilizado.

Uma especificação de uma regra de política monetária bastante usada na literatura pode ser obtida primeiro relacionando a meta da taxa de política monetária,  $r_t^*$ , a uma taxa de equilíbrio nominal constante (dada pela soma da taxa de juros real de equilíbrio,  $\bar{r}$ , e a meta de inflação do banco central,  $\bar{\pi}$ ), a desvios de expectativas de inflação  $k$  períodos a frente,  $E_t(\pi_{t,k})$ , relativo à meta inflacionária,  $\bar{\pi}$ , e ao hiato do produto esperado  $q$  períodos a frente, ou seja,

$$r_t^* = \bar{r} + \bar{\pi} + \beta_1[E_t(\pi_{t,k}) - \bar{\pi}] + \beta_2 E_t h_{t,q}. \quad (5)$$

A partir de mecanismos de ajustamento parcial, estas metas de instrumentos de política monetária são “substituídas” pelos efetivos instrumentos de política monetária, da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} i_t &= \rho(L)i_{t-1} + (1 - \rho)r_t^* \\ \rho(L) &= \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_p L^p \\ \rho &= \sum_{i=1}^p \rho_i \\ i_{t-i} &= L^i i_t \end{aligned} \quad (6)$$

A versão mais simplificada considera o ajustamento parcial incluindo apenas uma defasagem do instrumento de política monetária, ver Woodford (2003), Clarida, Gali e Gertler (2000) e Consolo e Favero (2009).

Para o caso brasileiro, Salgado, Garcia e Medeiros (2005) propuseram a seguinte função de reação:

$$i_t = \alpha + \beta i_{t-1} + \delta \pi_t + \kappa \tilde{y}_t + \theta \Delta R_t \quad (7)$$

onde  $i$  é a taxa de juros,  $\pi$  a taxa de inflação,  $\tilde{y}$  é o hiato do produto e  $\Delta R$  é a variação percentual nas reservas internacionais. Os autores procuraram estimar esta função de reação para o Banco Central do Brasil durante o Plano Real (08/1994 a 12/2000), modelada via modelo TAR (Limiar Autorregressivo) para captar as mudanças de regime na determinação da taxa nominal de juros. Segundo seus resultados, o desempenho do modelo não-linear foi significativamente melhor do que o de uma regra de Taylor ajustada às taxas de juros brasileiras. Quanto ao hiato do produto, foram utilizados dados mensais da produção industrial e o filtro HP para gerá-lo. No modelo linear, o coeficiente deste hiato do produto apresentou valor negativo e não foi estatisticamente significativo. Já em seu modelo TAR,

os coeficientes de curto prazo apresentaram valores de -0.03 e -0.28, sendo apenas o segundo estatisticamente significativo, ou seja, só em períodos mais estáveis.

Posteriormente, Pagano e Rossi Júnior (2009) propõem que a meta para a taxa de juros adotada pelo Banco Central seja *forward-looking* quanto à inflação. Neste sentido, os autores, ao inserirem o termo de ajuste parcial, chegam à seguinte expressão estimada:

$$\Delta i_t = \gamma \bar{i} - \gamma i_{t-1} + \gamma \beta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \gamma x_{t-j} + \rho \Delta i_{t-1} + u_t \quad (8)$$

em que  $i$  é a taxa de juros nominal,  $E\pi$  é a taxa de inflação esperada e  $x$  é o hiato do produto. Eles encontraram um coeficiente de longo prazo associado ao hiato do produto de 0,54, menor que o coeficiente associado à inflação, indicando que o Banco Central tem respondido a atividade econômica, mas em intensidade inferior à reação ao comportamento inflacionário.

Seguindo a literatura e os objetivos supracitados, propõe-se inicialmente estimar a função de reação linear, equação (7), utilizando o método dos mínimos quadrados ordinário e a matriz de covariância e erros-padrão de Newey-West, usando amostra referente ao período pós-Plano Real, conforme Salgado, Garcia e Medeiros (2005).

Os principais resultados estão apresentados na Tabela 2 e mostram, ao utilizar o filtro HP para calcular hiato do produto, coeficientes com sinais esperados e estatisticamente significativos para todas as variáveis, exceto para a inflação medida pelo IPCA que não foi estatisticamente significativa. Tal resultado seria estranho, mas cabe destacar que em Salgado, Garcia e Medeiros (2005) o parâmetro desta variável foi estatisticamente significativo ao usar o IGP-DI. Deve-se lembrar também que o IPCA foi utilizado como uma medida de inflação oficial quando as autoridades monetárias optaram pela adoção do regime de metas de inflação. Todavia, quando se utiliza o hiato do produto calculado via função de produção, o modelo apresenta significância estatística para a inflação medida pela variação do IPCA.

Diante dos choques - crise cambial, crises externas, eleição de 2002, crise de 2008 etc. - ocorridos sobre a economia brasileira dentro do período, os parâmetros das variáveis podem ter sido afetados, o que poderia influenciar os resultados estimados. Para avaliar o problema de mudança estrutural, aplica-se o teste de Quandt-Andrews com quebra estrutural desconhecida<sup>16</sup>. Avalia-se a ocorrência de quebra estrutural com todos os parâmetros dos modelos, em que a hipótese nula é de ausência de mudança estrutural. Conforme Tabela 3,

---

<sup>16</sup> Para detalhes ver o help do Software EViews 7.

os resultados tanto para o modelo 1 quanto para o modelo 2 não rejeitam a hipótese nula ao nível de significância de 1%, indicando ausência de mudança estrutural.

**TABELA 2 - ESTIMATIVAS DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL**

1995:02-2010:04 (OLS)			2001:03-2010:04 (OLS)		
Coefficientes	Modelo 1	Modelo 2	Coefficientes	Modelo 3	Modelo 4
c	4.6531*** (1.3467)	5.4466*** (1.6390)	c	1.1064* (0.6272)	1.1604* (0.6394)
$i_{t-1}$	0.7205*** (0.0508)	0.7147*** (0.0519)	$i_{t-1}$	0.8883*** (0.0469)	0.9094*** (0.0480)
$\pi_t$	0.6924 (0.4289)	0.7862* (0.4254)	$E_t(\pi_{t+12} - \bar{\pi}_t)$	0.7855*** (0.0590)	0.8213*** (0.0558)
$h_{t-1}^{FP}$		0.7639** (0.3509)	$h_{t-1}^{FP}$		0.3288*** (0.0964)
$h_{t-1}^{HP}$	0.8631** (0.3705)		$h_{t-1}^{HP}$	0.3430** (0.1048)	
$\Delta R_t$	-0.2261** (0.1008)	-0.2273** (0.1007)			
$\bar{R}^2$	0.82	0.82	$\bar{R}^2$	0.95	0.95
RMSE	4.5262	4.5549	RMSE	1.0216	1.0269
MAR	3.0796	3.1311	MAR	0.7388	0.7414
MAPE	14.818	15.084	MAPE	4.7864	4.8161
TIC	0.0973	0.0980	TIC	0.0319	0.0321

Obs.: \*\*\*, \*\* e \* implicam 1, 5 10 % de significância, respectivamente; ( ) erro-padrão. RMSE = Root Mean Squared Error, MAE = Mean Absolute Error, MAPE = Mean Abs. Percent Error, TIC = Theil Inequality Coefficient.

**TABELA 3 – TESTES DE QUANDT-ANDREWS COM QUEBRA ESTRUTURAL DESCONHECIDA**

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Estatística	Valor	Valor	Valor	Valor
Max LR F-statistic	9.4255 (0.6083)	9.7405 (0.5718)	3.8177 (0.9883)	3.4841 (0.9949)
Max Wald F-statistic	9.4255 (0.6083)	9.7405 (0.5718)	3.8177 (0.9883)	3.4841 (0.9949)
Exp LR F-statistic	2.6069 (0.6052)	2.7088 (0.5728)	1.2396 (0.8933)	1.1349 (0.9252)
Exp Wald F-statistic	2.6069 (0.6052)	2.7088 (0.5728)	1.2396 (0.8933)	1.1349 (0.9252)
Ave LR F-statistic	3.5169 (0.7421)	3.4954 (0.7468)	2.2763 (0.8453)	2.0924 (0.8882)
Ave Wald F-statistic	3.5169 (0.7421)	3.4954 (0.7468)	2.2763 (0.8453)	2.0924 (0.8882)

Obs.: ( ) implica p-valor. \*\*\*, \*\* e \* implicam 1, 5 10 % de significância, respectivamente.

Seguindo, utiliza-se uma segunda amostra dentro do período do regime de metas de inflação. Neste caso, considera-se um modelo linear *forward looking*, substituindo, assim, a inflação pelos desvios das expectativas de inflação em relação à meta de inflação. Para isso, utiliza-se as expectativas de inflação 12 meses a frente do Relatório de Mercado do Banco Central do Brasil relativa à meta de inflação ponderada.

Nos dois casos, o teste de Quandt-Andrews mantém o mesmo resultado anterior ao não rejeitar a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros ao nível de significância de 1%. Para este período, nota-se que os desvios inflacionários tornam-se estatisticamente significativos, em ambos os casos, como as demais variáveis.

Pode-se extrair outras informações dos resultados como, por exemplo, um alto grau de inércia no curto prazo apresentado nas taxas de juros, indicando certo gradualismo na aplicação do instrumento de política monetária, maior dentro do período do regime de metas. Outro resultado interessante é a maior reação frente à inflação relativamente ao hiato do produto, fato esperado, uma vez que o Banco Central precisava demonstrar credibilidade e controle da inflação após a escolha do novo regime. Este último resultado pode ser, inclusive, observado no que se refere aos coeficientes de longo prazo<sup>17</sup> cujos valores de 3,09 e 2,68 para o hiato do produto calculados a partir do filtro HP e da função de produção, respectivamente. Na segunda amostra, os coeficientes de longo prazo são 3,07 e 3,63, respectivamente. Portanto, todos os modelos indicam coeficiente de longo prazo associado ao hiato do produto positivo e estatisticamente significativo. Se repetir o mesmo para os desvios das expectativas de inflação em relação à meta, o resultado mostrará que o Banco Central do Brasil também tem respondido de forma significativa à atividade econômica, mas com menor intensidade do que o problema inflacionário, conforme se espera.

A maioria dos trabalhos apresentados na literatura brasileira não encontram evidências de que o coeficiente do hiato do produto seja estatisticamente significativo. Minella *et al.* (2003) encontram coeficientes associados ao hiato do produto com sinal negativo e não significativos, exceto em uma especificação onde o coeficiente é significativo, porém negativo. Segundo os autores, uma possível explicação para o fato dos coeficientes serem negativos é devido a ocorrência de alguns choques de oferta significativos na economia no período de sua análise, o que faria com que houvesse um aumento da inflação em conjunto com uma redução da atividade. Salgado, Garcia e Medeiros (2005) também encontram um sinal negativo associado ao hiato do produto. Por outro lado, Soares e Barbosa (2006) encontram coeficiente de longo prazo associado ao hiato do produto significativamente maior do que zero, além de Pagano e Rossi Júnior (2009).

Apesar dos resultados interessantes mostrados acima, cabe destacar que possíveis problemas relativos às séries de expectativas de inflação utilizadas podem violar os

---

<sup>17</sup> O coeficiente de longo prazo é obtido multiplicando o coeficiente de curto prazo, apresentado na tabela 2, por  $1/(1 - \hat{\beta})$ , onde  $\hat{\beta}$  é o parâmetro estimado para a defasagem da taxa de juros, conforme equação (7).

pressupostos do modelo OLS usado nas estimações dos parâmetros. Problemas tais como: endogeneidade; variável omitida; e comportamento oportunista dos informantes de expectativas. Neste caso, o termo de erro do modelo não se resume em apenas choques de política monetária, ver Clarida, Gali e Gertler (2000). Assim sendo, outra forma de analisar o problema seria combinando (5) e (6), de forma a obter a seguinte função de reação de política monetária para a economia brasileira:

$$\begin{aligned}
 i_t &= (1 - \rho)(\alpha + \beta_1\pi_{t,k} + \beta_2h_{t-1}) + \rho i_{t-1} + \eta_t \\
 \alpha &= \bar{r} + \bar{\pi}(1 - \beta_1) \\
 \eta_t &= -(1 - \rho)[\beta_1(\pi_{t,k} - E_t\pi_{t,k}) + \xi_t]
 \end{aligned} \tag{9}$$

em que o termo de erro  $\eta_t$  é uma combinação linear dos erros previstos para a inflação e o choque da política monetária. Supondo-se a existência de um vetor conhecido  $Z_t$  de variáveis, quando o instrumento de política é determinado no período  $t$  e forma um subconjunto de informações,  $I_t$ , então pode-se gerar um conjunto de condições de ortogonalidade, tal como:

$$E(\eta_t Z_t) = 0,$$

que pode ser usado para estimar os parâmetros de interesse pelo Método Generalizado dos Momentos - GMM (HANSEN, 1982), mapeando o número de restrições de ortogonalidade do número de parâmetros a ser estimado via uma matriz de ponderação ótima que representa a correlação serial possível no termos de erro  $\eta_t$ . A ideia é de que o vetor de instrumentos representa o conjunto de informação disponível para se determinar as expectativas de inflação e que estes instrumentos não sejam correlacionados com o termo de erro.

A aplicação do exercício acima é implementado utilizando-se como conjunto de informações, vetor de instrumentos, as variáveis defasadas das taxas de juros, hiato do produto, variação cambial e a taxa de juros do mercado futuro SWAP Pré-DI de 360 dias descontada da taxa de risco Brasil (Embi+ Brasil - JP Morgan). Os resultados apresentados na Tabela 4 mostram, ao se utilizar o filtro HP para calcular hiato de produto, coeficientes com os sinais esperados e estatisticamente significativos para todas as variáveis, exceto para a constante. Tal comportamento também foi observado ao utilizar a função de produção para gerar o hiato do produto, mas, neste caso, é preciso um maior nível de significância para o coeficiente ser estatisticamente significativo.

Nota-se, ainda, bom poder preditivo dentro do modelo, mas inferior aos modelos 3 e 4. Relativo a este ponto, os resultados mostram pouca diferença de ganhos de poder preditivo quando apenas troca-se a metodologia de cálculo do hiato do produto. Dessa forma, o uso da

função de produção parece ser indicado apenas quando se deseja ir além de se obter uma *proxy* para a atividade produtiva de forma rápida e simples.<sup>18</sup> Novamente, observa-se também alto grau de inércia apresentado no comportamento das taxas de juros, corroborando a existência de gradualismo na aplicação do instrumento de política monetária. Entretanto, o nível de inércia apresentado está abaixo do nível apresentado nos modelos 3 e 4. Outro resultado é a maior preocupação quanto à inflação relativamente ao hiato do produto, fato observado anteriormente.

**TABELA 4 - ESTIMATIVAS DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL**

2001:03-2010:04 (GMM)		
Coefficientes	Modelo 5	Modelo 6
$\hat{\rho}$	0.8292*** (0.0516)	0.8165*** (0.0464)
$\hat{\alpha}$	-3.9119 (3.5028)	-2.8055 (2.7256)
$\hat{\beta}_1$	3.5446*** (0.7568)	3.1171*** (0.5298)
$\hat{\beta}_2^{HP}$		0.9576** (0.3864)
$\hat{\beta}_2^{FP}$	1.1503* (0.5886)	
$\bar{R}^2$	0.77	0.79
RMSE	2.1096	2.0452
MAR	1.1400	1.1202
MAPE	6.7912	6.7198
TIC	0.0641	0.0622

Obs.: \*\*\*, \*\* e \* implicam 1, 5 10 % de significância, respectivamente; ( ) erro-padrão. RMSE = Root Mean Squared Error, MAE = Mean Absolute Error, MAPE = Mean Abs. Percent Error, TIC = Theil Inequality Coefficient.

No que se refere aos coeficientes de longo prazo, observa-se agora valores de 5,22 e 6,73 para o hiato do produto calculados a partir do filtro HP e da função de produção, respectivamente. Tal resultado reforça o fato de que o Banco Central também tem respondido de forma significativa à atividade econômica, mas com menor intensidade do que o problema inflacionário, conforme se espera. Tais resultados poderão se tornar mais robustos à medida que amostras maiores com periodicidade trimestral estiverem disponíveis para as estimativas GMM. Em resumo, cabe destacar que nos exercícios elaborados nesta seção, os resultados mostram que o Banco Central do Brasil tem disponibilizado maiores esforços na política gradualista do que em uma reação enérgica às mudanças no “estado da

<sup>18</sup> O uso da função de produção é útil também para se obter a contabilidade do crescimento, como mostrado na seção 2, e quando se quer analisar as fontes do crescimento econômico potencial, como será visto na próxima seção.

economia”, comportamento que pode ser devido, ainda, às incertezas referentes ao ambiente econômico nacional e internacional e, principalmente, aos mecanismos de transmissão da política monetária.

## **6. PERSPECTIVAS PARA O CRESCIMENTO DA ECONOMIA BRASILEIRA**

Além de serem usadas como ferramenta para análises da política econômica de curto e médio prazos – no que se refere ao controle da estabilidade de preços –, as estimativas de produto potencial feitas por meio da função de produção também podem ser usadas para dar indicações sobre as fontes do crescimento econômico potencial. A pergunta que se faz agora é: o que se poderia fazer para evitar que a autoridade monetária tenha de adotar de forma tão frequente, como vem ocorrendo no Brasil nos últimos anos, uma política monetária restritiva para evitar que o excesso de demanda gere descontrole inflacionário? O que seria necessário para que fosse possível ampliar a capacidade de oferta da economia brasileira a taxas mais elevadas e de forma sustentável por um longo período?

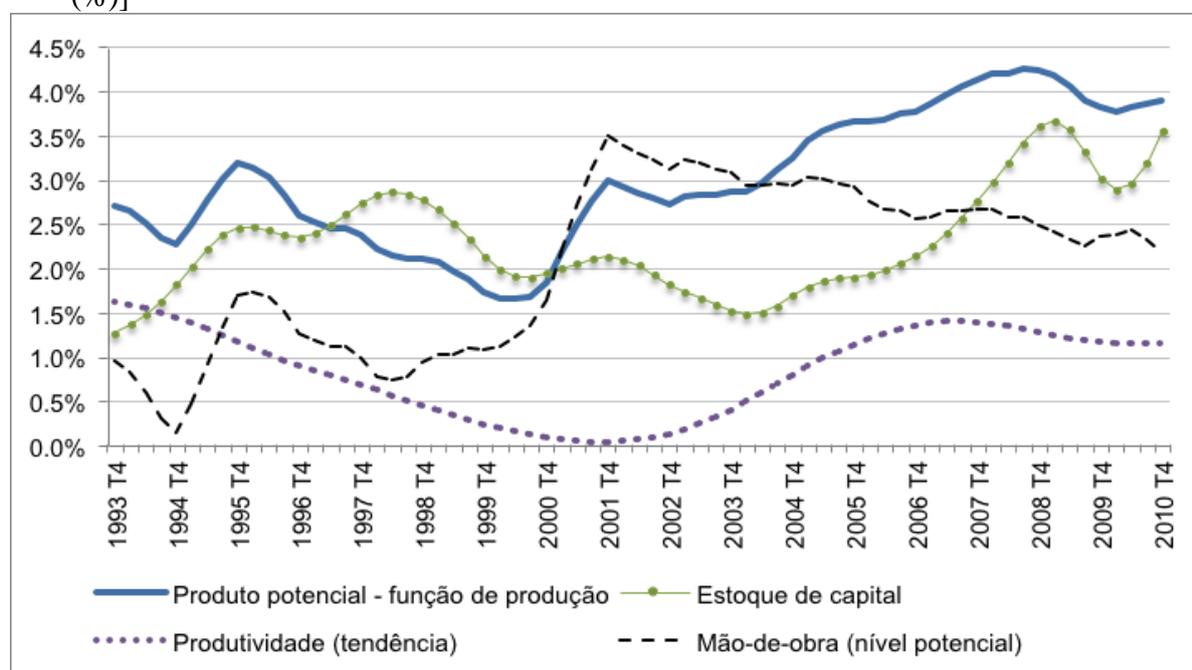
É claro que respostas a essas questões não são nada triviais. Este artigo não se propõe a dar respostas completas para as causas fundamentais do crescimento econômico, que, como destacado por Acemoglu (2009), podem ser a qualidade das instituições, as características geográficas e os aspectos culturais de cada país. O objetivo aqui é apenas dar indicações sobre as fontes do crescimento econômico potencial por meio de uma análise dos componentes da equação (3), que determinam o produto potencial e, por conseguinte, a taxa de crescimento do mesmo.

O primeiro componente a ser analisado é a dinâmica de crescimento do fator trabalho, que segue as tendências demográficas de longo prazo do país. No curto prazo, a taxa de atividade (PEA/PIA), ou seja, a porcentagem de pessoas de 10 ou mais anos de idade que são economicamente ativas, pode também variar influenciada pela conjuntura econômica. Nos períodos recessivos, por exemplo, em geral, há uma tendência de aumento do desalento (pessoas que desistem de procurar trabalho) e, por conseguinte, de redução da taxa de atividade. Por esse motivo foi feita a correção na taxa de atividade utilizando-se o filtro HP, que decompõe a série entre a parcela considerada como tendência e o componente cíclico, com a finalidade de minimizar essas influências conjunturais sobre as estimativas do produto potencial. No longo prazo, o crescimento da oferta potencial de trabalho tende a igualar-se ao crescimento da PEA (soma das pessoas que trabalham ou que estão procurando emprego).

O gráfico 8 mostra que a mão-de-obra foi o fator que propiciou o início do movimento de retomada do crescimento do produto potencial no início da década de 2000. Porém, o estudo realizado pelo IPEA (2006) sobre o comportamento histórico e sobre as perspectivas do mercado de trabalho indicam que não será pela aceleração do crescimento da força de trabalho que o produto potencial brasileiro poderá crescer nas próximas décadas. De acordo com o referido estudo, há uma tendência de redução gradativa da taxa de crescimento da PIA ao longo de todo o período de 2010 a 2030 e de uma redução também gradativa, porém maior, da taxa de crescimento da PEA.

O movimento de aceleração do crescimento potencial na década de 2000 foi ampliado pela aceleração do crescimento da tendência da produtividade e do crescimento do estoque de capital – como visto no gráfico 8. Contudo, a elevação da taxa de crescimento do estoque de capital partiu de uma base muito baixa – em torno de 1,5% a.a.. Conforme mencionado anteriormente, a taxa média de crescimento do estoque de capital, no período que vai do segundo semestre de 2003 ao final de 2010, ficou apenas 0,7 pontos percentuais acima do que havia sido no período anterior (1998T1 a 2003T2).

**GRÁFICO 8 - TAXA DE CRESCIMENTO DO PRODUTO POTENCIAL ESTIMADO PELA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO E DE SEUS DETERMINANTES (1992-2010) [últimos quatro trimestres / quatro trimestres imediatamente anteriores (%)]**

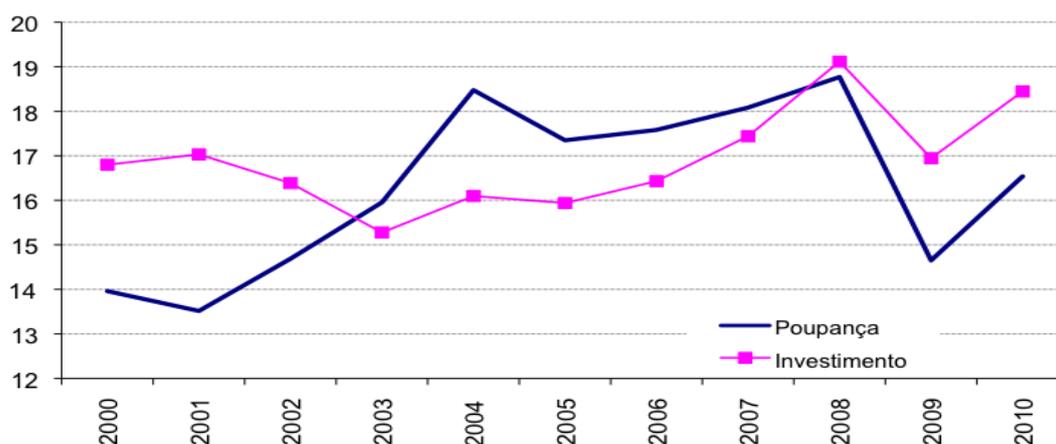


Fonte: estimativas próprias.

Esse baixo crescimento do estoque de capital é reflexo da modesta taxa de poupança brasileira. O gráfico 9 mostra que a taxa de investimento (FBCF/PIB) vem oscilando em

torno de 17% ao longo de todo o período de 1995 a 2010, embora pareça ter atingido um patamar um pouco superior nos últimos anos. Sendo que, entre 1995 e 2002, parte significativa desse investimento foi financiada por poupança externa – que voltou a ficar positiva a partir de 2007. Como pode ser visto na tabela 5, para o período em que o IBGE fornece dados desagregados de poupança nacional bruta, é possível ver que apenas o governo apresenta taxas de poupança negativas. Fica claro, portanto, que um esforço poupador do governo poderia ser importante para permitir que o país atingisse níveis de investimentos mais elevados sem que fosse necessário depender de grandes somas de poupança externa.

**GRÁFICO 9 - TAXAS DE INVESTIMENTO *versus* TAXA DE POUPANÇA (2000-2010) [% do PIB]**



Fonte: IBGE e Ipeadata (2009 e 2010 com base no SCNT). Elaboração própria.

Nota: Investimento refere-se à FBCF (logo, não inclui a variação de estoques) e poupança é a “poupança nacional bruta”.

**TABELA 5 - COMPOSIÇÃO DA TAXA DE POUPANÇA BRASILEIRA – 2000 a 2006 [% do PIB]**

Ano	Poupança Nacional Bruta						Poupança Externa
	Empresas não-financeiras	Empresas financeiras	Instituições sem fins lucrativos	Famílias	Governo	Total	
2000	10.8	1.2	0.2	5.2	-3.5	14.0	4.2
2001	10.4	2.3	0.2	5.4	-4.8	13.5	4.5
2002	8.9	4.4	0.1	5.7	-4.5	14.7	1.4
2003	11.3	2.5	0.2	5.6	-3.5	16.0	-0.3
2004	12.6	1.9	0.1	5.2	-1.4	18.5	-1.4
2005	11.2	2.8	0.1	4.5	-1.3	17.3	-1.2
2006	11.5	4.0	0.1	4.7	-2.8	17.6	-0.9

Fonte: IBGE e Ipeadata (2008 e 2009 com base no SCNT). Elaboração própria.

Quanto à contribuição da produtividade, no período de 1992 a 2010, a taxa de crescimento média anual da PTF foi de apenas 0,9%, contribuindo com cerca de 27% do crescimento do PIB no período. O aumento do crescimento da produtividade torna-se

fundamental nesse momento, pois, como o crescimento da oferta de trabalho tende a se desacelerar, não será nada trivial manter a economia brasileira crescendo em torno de 4% a.a. num futuro próximo. Para crescer a taxas ainda mais elevadas, só mesmo com expressivas mudanças estruturais na economia brasileira que estimulem o aumento da produtividade e dos investimentos.

## **7. CONCLUSÕES**

Nas últimas décadas, a economia brasileira vem experimentando curtos períodos de crescimento elevado, que em geral coincidem com elevações da inflação, seguidos de períodos de baixo crescimento ou de crescimento negativo. A média formada por esses seguidos períodos de forte oscilação do crescimento econômico mostra-se baixa, embora pareça estar se elevando no final da década de 2000.

Para analisar essa dinâmica macroeconômica, a metodologia da função de produção, apesar de suas limitações e dificuldades de estimação, mostra-se uma ferramenta interessante. Por esse método foi possível verificar que a produtividade pode ser um dos principais responsáveis pelo baixo potencial de crescimento do país. A baixa taxa de poupança brasileira, em níveis abaixo de 20%, também restringe a taxa de investimentos, pois são insuficientes para permitir que a economia cresça a taxas mais elevadas por um período mais longo. As estimativas obtidas neste trabalho indicam que ainda não foi possível atingir, de forma consistente, taxas de crescimento do produto potencial acima de 4% ao ano.

Esse método, porém, pode não ser a melhor escolha nos casos em que o analista procura apenas mensurar a variação do hiato do produto. Para esses casos, o filtro HP pode ser o mais indicado por sua simplicidade metodológica. Isso deve-se aos resultados apresentados, onde as variáveis demonstraram desempenhos bastante próximos quando utilizaram-se suas influências na função de reação da autoridade monetária.

A possível relação entre o instrumento de política monetária, a taxa de juros, e o hiato do produto observado na seção 4 foi captado empiricamente nos exercícios apresentados na seção 5, onde regras à la Taylor foram implementadas. Nestes exercícios, os resultados mostraram que o Banco Central do Brasil tem se pautado por uma política mais inercial quanto à dinâmica da taxa de juro Selic, disponibilizando, assim, maiores esforços em uma política gradualista do que em uma reação bem discreta quanto às mudanças no “estado da economia”. Tal conservadorismo pode ser explicado em parte pelo ambiente econômico

nacional e internacional, pelos mecanismos de transmissão da política monetária, e custos políticos e econômicos de uma reação mais brusca no instrumento.

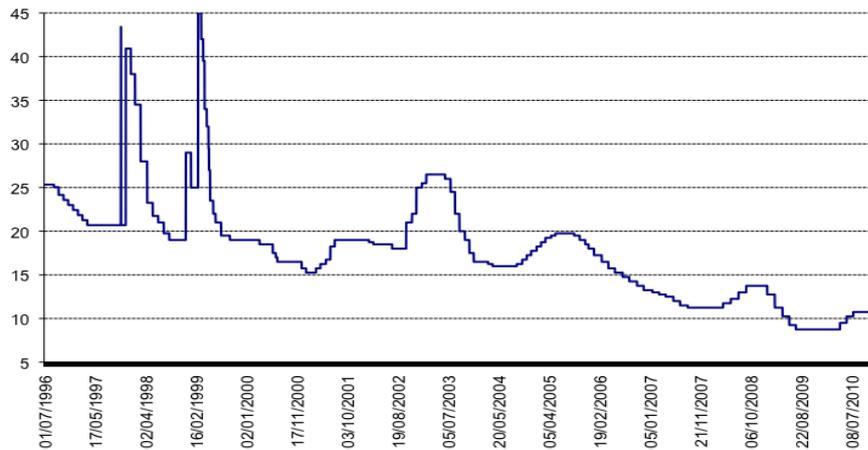
## REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D. *Introduction to modern economic growth*. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- ANGELIS, C. T. *Um estudo sobre os filtros Hodrick-Prescott e Baxter-King*. Florianópolis: Universidade Federal de Santa Catarina, 2004, 61p. (Dissertação de Mestrado)
- Ball, L.; MANKIW, N. G. The NAIRU in Theory and Practice. *Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 4, 2002, p.115–136.
- BEA - Bureau of Economic Analysis. *The Measurement of Depreciation in the U.S. National Income and Product Accounts*. Washington, DC: U.S. Government Printing Office, set. 1997.
- BEA - Bureau of Economic Analysis. *Fixed Assets and Consumer Durable Goods in the United States, 1925–99*. Washington, DC: U.S. Government Printing Office, set. 2003.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, n. 115, 2000, p.147-180.
- CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE (CBO). *CBO's method for estimating potential output: an update*. Washington, 2001, 43p.
- CONSOLO, A.; FAVERO, C. A. Monetary Policy Inertia: More a Fiction than a fact? *Journal of Monetary Economics*, v. 56, issue 6, 2009, f900-906.
- DENIS, C., Mc MORROW, K., ROEGER, W. Production function approach to calculating potential growth and output gaps: estimates for the EU member states and the US. Brussels: European Commission, 2002, 82p. (Economic Papers, 176).
- ECONOMIC POLICY COMMITTEE (EPC). *Report on potential output and output gap*. Brussels: European Commission, 2001, 10p.
- GIORNO, C. *et alii. Estimating potential output, output gaps and structural budget balances*. Paris: Organization for Economic Co-Operation and Development (OECD), 1995, 53p. (Working Paper, 152).
- HANSEN, L. P., Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, *Econometrica*, v. 50, issue 4, 1982, 1029 - 1054.
- HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C. *Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation*. Carnegie Mellon University, 1981 (Discussion Paper, 451).
- \_\_\_\_\_. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, n. 1, Feb. 1997.
- IBGE. *Notas técnicas: relatório sobre a transição metodológica da Pesquisa Mensal de Emprego*. Rio de Janeiro: IBGE, dez. 2002. Disponível em: <[http://www1.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme\\_nova/transmetod.pdf](http://www1.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme_nova/transmetod.pdf)>. Acessado em 29/03/2010.
- IPEA. *Boletim de Conjuntura 70*. Rio de Janeiro: IPEA, set. 2005, 244p.
- \_\_\_\_\_. *Brasil: o estado de uma nação 2006 – mercado de trabalho, emprego e informalidade*. Rio de Janeiro: Ipea, 2006.

- Mc MORROW, K., ROEGER, W. *Potential output: measurement methods, "new" economy influences and scenarios for 2001-2010 — a comparison of the EU15 and the US*. Brussels: European Commission, 2001, 142p. (Economic Papers, 150).
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. Banco Central do Brasil, Working Paper Series n. 77, 2003.
- MORANDI, L., REIS, E. Estoque de capital fixo no Brasil. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*. João Pessoa: Anpec, 2004.
- OOMES, N., DYNNIKOVA, O. *The Utilization-Adjusted Output Gap: Is the Russian Economy Overheating?* Washington: International Monetary Fund, 2006, 46p. (IMF Working Paper, 06/68).
- PAGANO, T. A.; ROSSI JÚNIOR, J. L., Uma Análise da Não-Linearidade da Função de Reação do Banco Central do Brasil: avesso a inflação ou a recessão? Texto para Discussão, WPE – 188, Insper, 2009.
- SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank's reaction function. *Revista Brasileira Economia*, v. 59, n. 1, 2005.
- SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. Disponível em: XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, Salvador. *Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia*, 2006.
- SOUZA JÚNIOR, J. R. C. *Produto potencial: conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, 2005 (Texto para discussão, n. 1.130).
- TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195-214, 1993.
- TELES, V. L. et al. Ciclos econômicos e métodos de filtragem: “fatos estilizados” para o caso brasileiro. *Economia*, Brasília, v.6, n.2, p.291–328, 2005.
- WILLMAN, A. *Euro Area production function and potential output: a supply side system approach*. Frankfurt: European Central Bank, 2002, 53p. (Working Paper, 153).
- WOODFORD, M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, 2003.

## ANEXO

**GRÁFICO A1 - TAXA DE JUROS: META SELIC FIXADA PELO COPOM — 1996-2010 [em % a.a.]**



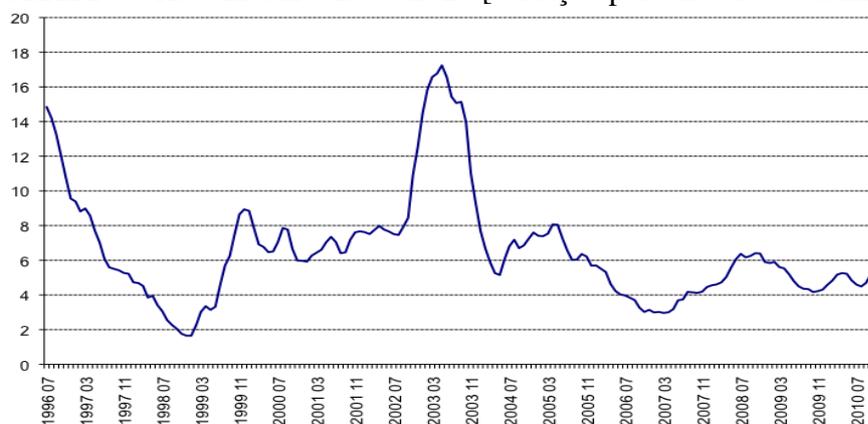
Fonte: BCB.

**GRÁFICO A2 - TAXA DE CÂMBIO R\$/US\$ COMERCIAL— 1996-2010 [venda, média mensal]**



Fonte: BCB.

**GRÁFICO A3 - IPCA — 1996-2010 [variação percentual dos últimos 12 meses (%)]**



Fonte: IBGE. Elaboração própria.