

**FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

**ROBERTO DE FARIA E ALMEIDA PRADO**

**COORDENAÇÃO ENTRE POLÍTICA FISCAL E POLÍTICA  
MONETÁRIA NO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO**

São Paulo

2007

|

ROBERTO DE FARIA E ALMEIDA PRADO

**COORDENAÇÃO ENTRE POLÍTICA FISCAL E POLÍTICA  
MONETÁRIA NO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada na Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do título de mestre em Economia.

**Orientador:** Prof. Dr. Alkimar Ribeiro Moura.

São Paulo

2007

ROBERTO DE FARIA E ALMEIDA PRADO

**COORDENAÇÃO ENTRE POLÍTICA FISCAL E POLÍTICA  
MONETÁRIA NO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada na Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do título de mestre em Economia.

Data de Aprovação: \_\_/\_\_/\_\_

Banco Examinadora:

---

Prof. Dr. Alkimar Ribeiro Moura  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Edmar Lisboa Bacha  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Márcio Holland Brito  
FGV-EESP

## **AGRADECIMENTOS**

Gostaria de agradecer a algumas pessoas que contribuíram e possibilitaram a concretização dessa dissertação de mestrado. Em primeiro lugar, à minha namorada, Fernanda, e família, que sempre me apoiaram e tiveram paciência para agüentar a minha falta de interesse por outros assuntos durante a realização do trabalho, além do mau humor provocado pelas diversas batalhas contra as bases de dados, sistema de informação e softwares.

Ao meu orientador, prof. Dr. Alkimar Ribeiro Moura, obrigado pela atenção, orientação e incentivos dispensados ao longo do processo.

À banca examinadora, agradeço pelos diversos comentários na qualificação da dissertação que nortearam o trabalho.

Finalmente, obrigado aos demais amigos, colegas e professores que leram, criticaram, sugeriram e corrigiram a dissertação.

## RESUMO

Essa dissertação trata da coordenação entre política monetária e política fiscal. O trabalho visa testar a hipótese de que a demanda agregada é afetada pela política fiscal no Brasil entre 1995 e 2006. Com esse intuito, o trabalho estima uma curva IS para o Brasil nesse período, incluindo variáveis fiscais explicativas. O resultado é de que há evidência estatística de que o desvio do produto em relação ao produto potencial (de agora em diante gap do produto) seja dependente (positivamente) do nível de gastos do governo e (negativamente) da arrecadação do setor público. Além disso, conforme a teoria prevê, o gasto do governo tem um efeito (em módulo) mais intenso do que a arrecadação do governo, de modo que tanto o nível do superávit primário, quanto o tamanho do governo em proporção ao PIB têm impacto sobre a demanda agregada. Assim, assumindo que a convergência da taxa de câmbio real via paridade descoberta de taxa de juros tenha sido defasada no período sob análise, a política fiscal pode ter contribuído para manutenção da taxa de juros real acima do nível de equilíbrio no período em questão.

**Palavras-Chave:** política fiscal, política monetária, curva IS, OLS, GMM, produto potencial.

## ABSTRACT

This thesis evaluates the coordination between monetary and fiscal policy in Brazil. This work tries to show the statistical evidence that the lax fiscal policy in Brazil may have resulted in higher real interest rate during the period of 1995 through 2006. First, we derive an IS curve and then estimate with Brazilian data with OLS and GMM methods. We show that, government expenditures have positive correlation and government tax receipts have a negative correlation with output gap. Besides, conform to the Keynesian multiplier hypothesis, the government expenditures has a more intense effect over the output gap than government tax receipts. Therefore, we show that not only the level of primary surplus, but also the government size relative to GDP has impact over the output gap. Given the foreign exchange supply shocks experienced by the country in 1999 and 2003, the UIP (uncovered interest parity) channel was somewhat obstructed since the floating exchange rate regime. Therefore, the fiscal policy may have put some additional pressure over real interest rates during that period.

**Key-Words:** Fiscal policy, monetary policy, IS curve, OLS, GMM, output gap.

## LISTA DE GRÁFICOS

**Gráfico 1.** Taxa de Juros Real – Selic Deflacionada pelo IPCA (1991-2006)

**Gráfico 2.** Consumo do Governo Geral (em % do PIB) – Países Seleccionados (1995-2004)

**Gráfico 3.** NFSP do Setor Público (em % PIB) e Taxa de Câmbio Nominal (R\$/US\$)

**Gráfico 4.** Taxa de Câmbio Real Efetiva ( INPC)

**Gráfico 5.** Estimativas GAP\_AR, GAP\_MA, GAP\_TEND e GAP\_UCM

**Gráfico 6.** GAP\_HP, GAP\_REC e GAP\_REC2

**Gráfico 7.** Necessidade de Financiamento Primário do Setor Público (em % PIB)

## LISTA DE TABELAS

**Tabela 1.** Estimativas de OLS

**Tabela 2.** Estimativas GMM

**Tabela 3.** Estimativas OLS (Trimestral)

**Tabela 4.** Estimativas GMM (Trimestral)

**Tabela 5.** Estimativas OLS (Taxa de Juros Real Ex-Ante - Mensal)

**Tabela 6.** Estimativas GMM (Taxa de Juros Real Ex-Ante - Trimestral)

**Tabela 7.** Resumo das Estimativas

**Tabela 8.** Efeito da Política Fiscal sobre a Demanda Agregada



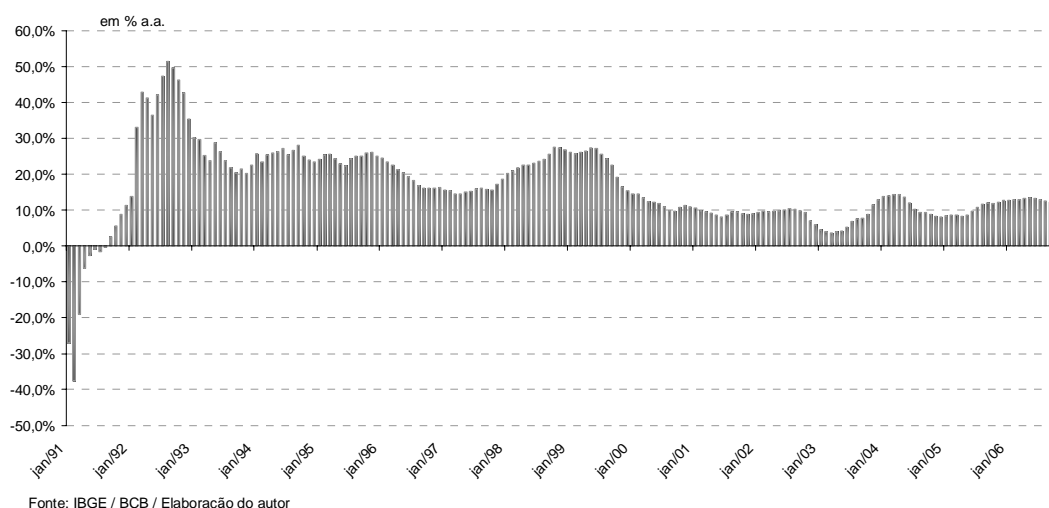
## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b>	<b>1</b>
<b>2 REVISÃO LITERÁRIA</b>	<b>5</b>
2.1 Taxa Real de Juros de Equilíbrio	5
2.2 Política Fiscal e Metas de Inflação	9
<b>3 MODELO</b>	<b>11</b>
3.1 Geral	11
3.2 Política Fiscal e Taxa Real de Juros	12
3.2.1 Análise de Equilíbrio	14
3.2.2 Política Fiscal Expansionista	15
<b>4 DADOS</b>	<b>17</b>
4.1 <i>Gap</i> do Produto	17
4.2 Taxa de Câmbio Real	17
4.3 Taxa de Juro Real	18
4.4 Variáveis Fiscais	18
4.4.1 Receitas do Governo Federal	19
4.4.2 Despesa do Governo Federal	19
<b>5 ESTIMATIVA</b>	<b>21</b>
5.1 Mensal	21
5.1.1 OLS	21
5.1.2 GMM	22
5.2 Trimestral	23
5.2.1 OLS	23
5.2.2 GMM	25
5.3 Taxa de Juros Real (Ex-Ante)	26
5.3.1 Mensal	26
5.3.2 Trimestral	27
<b>6 CONCLUSÃO</b>	<b>29</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b>	<b>32</b>
<b>ANEXOS</b>	<b>34</b>

# 1 INTRODUÇÃO

A taxa de juros real no Brasil tem se mantido num patamar muito elevado na última década, se comparada a qualquer país do mundo. Desde que o país adotou o regime monetário de metas de inflação em julho de 1999, houve uma redução do patamar da taxa básica de juros real que na média havia sido de 21,0% a.a. de janeiro de 1995 a janeiro de 1999 (período de em que vigorou o regime de bandas cambiais) para uma média de 11,7% a.a. no período de fevereiro de 1999 a dezembro de 2006, conforme pode ser observado no gráfico abaixo. Apesar da queda verificada no período, é notório que o patamar de taxa de juros real é muito elevado em relação aos demais países do mundo. A grande maioria dos países do mundo apresenta taxas básicas de juros reais médias entre 2,0% e 6,0% ao ano no decênio de 1996 a 2005.

**Gráfico 1. Taxa de Juros Real – Selic Deflacionada pelo IPCA (1991-2006)**



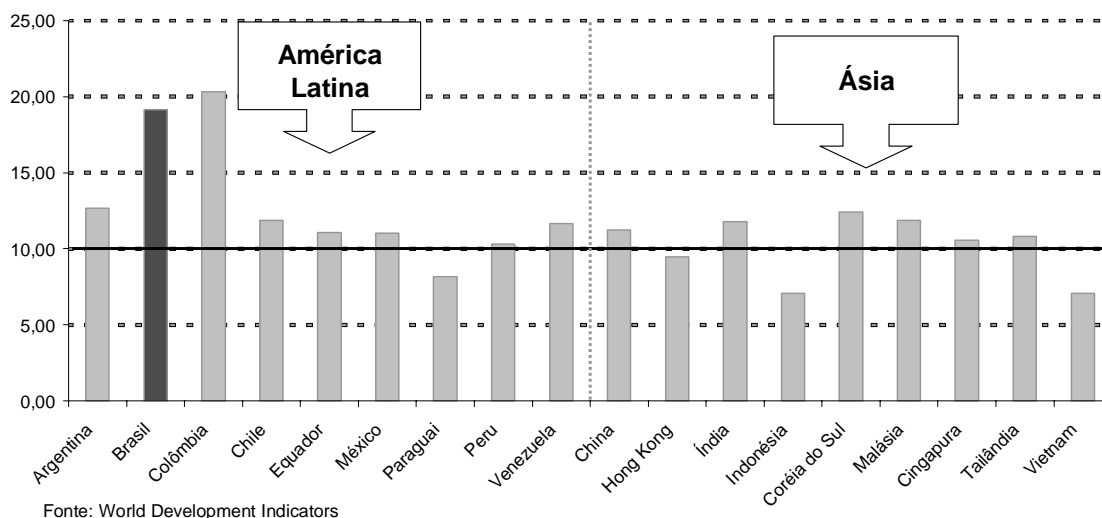
Considerando que o Brasil é uma economia aberta, pequena e com mobilidade imperfeita de capitais, a literatura macroeconômica convencional prediz que a taxa de juros real doméstica deveria convergir para os níveis internacionais, porém conforme relatado acima a convergência não ocorreu. Há diversas explicações para essa recorrente diferença da taxa real de juros do Brasil em relação ao resto do mundo, sendo que algumas delas perpassam pela questão fiscal.

Além disso, há três fatos estilizados que concorrem para que a política fiscal seja uma candidata à causa dessa distorção da taxa de juros real. O primeiro deles é que a receita bruta

do governo central (excluindo as receitas previdenciárias) elevou-se de 15,9% do PIB em dezembro de 1995 para 21,0% do PIB em dezembro de 2006. Ou seja, houve um aumento significativo do tamanho relativo do governo central no período em questão, o que enseja a idéia de que elevada taxa de juros real no país pode ser o sintoma do *crowding out* da poupança pelo setor público.

O segundo fato é que o nível de consumo do governo central é relativamente elevado se comparado com países emergentes da Ásia e América Latina, conforme se pode observar no gráfico abaixo. Tal dado desconsidera ainda que o Brasil é um país territorialmente grande em relação aos demais (com exceção da China), de modo que o consumo infra-federal tende a elevar ainda mais tal diferença de consumo do setor público. Mais uma vez a tese do *crowding out* aparece como uma forte candidata.

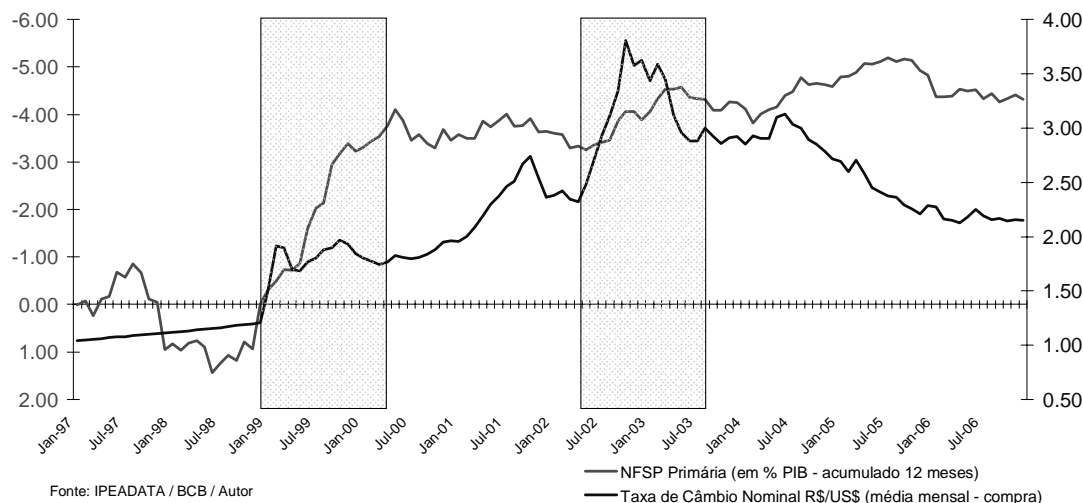
**Gráfico 2. Consumo do Governo Geral (em % do PIB) – Países Seleccionados (1995-2004)**



Por último, apesar do setor público ter elevado o superávit primário do patamar de 0,0% do PIB em 1999 para 4,3%<sup>1</sup> do PIB em 2006, a trajetória de receitas e despesas do governo foi crescente no período. A política fiscal sofreu claramente dois choques contracionistas, quais sejam: (i) de dezembro de 1998 para dezembro de 1999, o governo FHC elevou o superávit primário de -0,01% para 3,23% do PIB; (ii) de dezembro de 2002 para dezembro de 2003, o governo Lula ampliou o superávit primário de 3,89% para 4,25% do PIB. Ambos choques fiscais ocorreram concomitantemente a dois choques de oferta de dólares, que predominaram na definição da trajetória da inflação, desviando-a em relação à

meta estipulada pela autoridade monetária e, portanto, impedindo a convergência da taxa de juros real para o nível internacional. Afora os dois ajustes fiscais claramente contracionistas, a trajetória fiscal aparentemente foi expansionista no restante do período, o que pode ajudar a explicar recorrentes desvios da taxa de juros real doméstica em relação à internacional.

**Gráfico 3. NFSP do Setor Público (em % PIB) e Taxa de Câmbio Nominal (R\$/US\$)**



Conforme colocado por Woodford (1998), “o argumento para a separação da tomada de decisão das políticas monetária e fiscal baseia-se necessariamente em duas teses”, quais sejam: (i) de que a política monetária tem pequeno efeito sobre o orçamento público; (ii) de que a política fiscal tem pequena consequência sobre a inflação. No caso brasileiro, a primeira hipótese é aparentemente falsa no período analisado, pois cerca de metade da dívida mobiliária federal (através da LFT) é indexado à taxa Selic (remuneração definida diariamente), que é o instrumento de política monetária do Banco Central. Assim, mudanças na política monetária (taxa Selic real) afetam imediatamente o acúmulo de juros a ser pago pelo Tesouro Nacional. O intuito dessa tese no entanto é testar a segunda hipótese, ou seja, se a política fiscal tem um efeito significativo sobre o gap do produto no período em questão, que seria o canal de transmissão da política fiscal para a inflação e, portanto, para a política monetária.

Como esse intuito, desenvolvemos um modelo de expectativas racionais para uma economia aberta sob o regime de metas de inflação, em que incluímos a política fiscal como variável determinante do nível da demanda agregada. Em resumo, usamos diferentes métodos

<sup>1</sup> O resultado acumulado de 12 meses até novembro de 2006, segundo dados do Banco Central do Brasil.

estatísticos e medidas de produto e de produto potencial para verificar se o efeito da política fiscal sobre o gap do produto é significativo e, portanto se poderia ser um candidato à explicação do elevado nível da taxa juros real no Brasil no período em questão.

Assim, o trabalho desenvolve-se da seguinte forma. O próximo capítulo abordará as principais hipóteses teóricas sobre a distorção da taxa de juros real e sobre os efeitos da política fiscal sobre a demanda agregada. No capítulo seguinte, será derivado o modelo a ser testado, além de analisadas as possíveis consequências da política fiscal sobre a trajetória da taxa de juros real. No capítulo 4, explicam-se os dados utilizados nos testes estatísticos (em especial a trajetória fiscal recente do país), assim como a escolha do período e abrangência dos dados utilizados nos testes, além de uma descrição metodológica das medidas de produto potencial. No capítulo 5, mostram-se os resultados das estimativas com diferentes metodologias de produto potencial, periodicidade de dados e técnicas estatísticas. Por fim, no capítulo final serão expostas as considerações sobre os resultados obtidos.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 Taxa Real de Juros de Equilíbrio

Após o intenso debate macroeconômico relativo à inflação no Brasil nas décadas de 80 e 90 (primeira metade), o principal tema macroeconômico atual parece ser a persistência do nível elevado da taxa de juros real no país. Nesse sentido, surgiram diversas hipóteses teóricas que procuram explicar a taxa de juros real anormalmente elevada por um período longo, quais sejam: (i) baixa taxa de desconto intertemporal do consumo; (ii) resposta transitória a choques inflacionários; (iii) dominância fiscal; (iv) incerteza jurisdicional.

- **Taxa de desconto intertemporal baixa:** segundo essa explicação, o consumidor brasileiro é mais impaciente do que o consumidor de outros países e, portanto, a taxa de juros real de equilíbrio deveria ser maior. A explicação para a elevada taxa de juros real no Brasil baseada na baixa taxa de desconto intertemporal do consumidor encontra alguma fundamentação empírica e teórica em Issler e Piqueira (2001), que mostram que a taxa de desconto intertemporal do consumo no Brasil (seria ao redor de 0,9) menor do que a taxa de consumo intertemporal americana (próxima de 1,0). No entanto, caso tal explicação seja válida, então não há uma explicação para a diferença da taxa de desconto intertemporal do consumidor brasileiro em relação ao resto do mundo, na medida em que a taxa de juros real no Brasil tem sido na média muito superior à de qualquer outro grupo de países, emergentes ou desenvolvidos. Nesse sentido, há razões para crer que a taxa de desconto intertemporal possa ser influenciada pela carga tributária em relação à renda per capita. Isso porque, a expectativa de elevação da carga tributária em relação ao PIB pode influenciar na utilidade marginal do consumo. Utilizando um modelo genérico derivado por Woodford (2003) com governo, temos que a taxa de juros real de equilíbrio é a seguinte:

$$(1 + r_t) = \frac{1}{\beta} E_t \left[ \frac{u_c(Y_t - G_t; \xi_t)}{u_c(Y_{t+1} - G_{t+1}; \xi_{t+1})} \right]$$

Em que  $\beta$  é a taxa de desconto intertemporal. Rearranjando a equação para que  $\beta$  seja a variável dependente, temos que:

$$\beta = \frac{1}{(1+r_t)} E_t \left[ \frac{u_c(Y_t - G_t; \xi_t)}{u_c(Y_{t+1} - G_{t+1}; \xi_{t+1})} \right]$$

Em resumo, quando consideramos o governo e calculamos a taxa de desconto intertemporal do consumo, a partir da maximização da utilidade do consumidor, a taxa de desconto intertemporal do consumo torna-se dependente da expectativa da razão entre gastos do governo e PIB nos períodos  $t$  e  $t+1$ . Considerando-se que a utilidade marginal do consumo seja decrescente, então quanto maior a parcela de gastos do governo esperada em  $t+1$ , menor será o consumo  $(Y_{t+1} - G_{t+1})$  esperado em  $t+1$  e, portanto, menor será a taxa de desconto intertemporal do consumo estimada. Ou seja, a trajetória fiscal esperada pelos agentes representativos pode ser a causa da alta taxa de desconto intertemporal da economia.

• **Resposta a choques inflacionários transitórios (de oferta ou de demanda):** o

Brasil teria passado por choques de oferta e/ou de demanda nos últimos anos e, portanto, a taxa de juros real teve que ser maior. Nessa categoria de explicação, encontram-se duas hipóteses, quais sejam: (a) a baixa potência da política monetária; e (b) um elevado grau de indexação.

• **Baixa Potência da Política Monetária:** a baixa relação crédito/PIB, a existência de créditos subsidiados (TJLP, pouco sensível à taxa Selic) e a baixa duração da dívida pública (insensibilidade do valor presente da dívida em relação à taxa Selic) explicariam o fraco efeito da taxa Selic (política monetária) sobre a demanda agregada. Pastore (2006) argumenta que num regime de metas de inflação e câmbio flutuante, como o caso brasileiro, num ambiente de menor eficácia da política monetária o declínio da inflação num período determinado requer uma maior taxa de juros do que num ambiente de maior eficácia da política monetária. Segundo Pastore, a principal razão da baixa potência da política monetária no Brasil seria a indexação da dívida pública ao instrumento de política monetária (a taxa Selic). Isso porque uma elevação da taxa Selic acelera a apreciação dos títulos indexados à taxa Selic, gerando um efeito riqueza positivo, ao contrário do que seria esperado caso a dívida pública fosse pré-fixada.

• **Elevado Grau de Indexação:** os choques de oferta e demanda tornam-se mais persistentes. Isso porque, caso os contratos (salários e/ou custos) e/ou as expectativas de inflação estejam vinculados à inflação passada, então um choque que desvie a inflação da meta tende a persistir por um período mais longo do que se os contratos e expectativas de inflação fossem *forward looking*. Novamente, sob um regime de metas de inflação, em que a função reação do Banco Central tenha um coeficiente maior do que uma vez o desvio da inflação (ou das expectativas de inflação) em relação à meta, então o BC tem que elevar a taxa de juros real até que a inflação volte aos patamares desejados. Segundo Minella et al. (2003), a inércia inflacionária foi responsável por cerca de 10% e 7% da inflação em 2001 e 2002, respectivamente. Já o trabalho de Vieira e Laurini (2003), utilizando um modelo com parâmetros variantes no tempo e GARCH(1,1) para controlar a heterocedasticidade condicional, mostra que a inércia inflacionária no Brasil aumenta em períodos de crise.

• **Dominância Fiscal:** o canal da paridade descoberta da taxa de câmbio é obstruído pela expectativa de que a trajetória da dívida pública seja explosiva (ou seja, haverá inadimplência da dívida ou inflação). O aumento da taxa de juros doméstica leva os investidores requererem prêmios maiores para deter títulos públicos denominados em dólares. Dessa forma, não ocorre o aumento do diferencial de taxa de juros (doméstica e internacional). Assim, o efeito da elevação da taxa e juros doméstica é a depreciação da taxa de câmbio e a elevação do custo de refinanciamento da dívida pública (de baixa duração). Assim, quando a dívida pública é de baixa duração e ou dolarizada, o aumento da taxa de juros doméstica pode levar ao aumento da percepção de risco externa num ciclo vicioso. Em outras palavras, o canal da paridade descoberta de taxa de juros está obstruído pela trajetória fiscal ruim do país. Desde o seminal artigo de Sargent e Wallace (1981), a dominância fiscal é um tema que gerou diversos papers. No caso brasileiro, Blanchard (2004) faz um teste empírico para o período de 1999 a 2004, encontrando evidências de dominância fiscal. Por outro lado, Azara (2006) atualizou e estendeu o modelo de Blanchard para o período de 1999-2005, utilizando diferente especificação para algumas variáveis como a medida de risco país e taxa de juros. A dissertação de Ázara sugere que a dominância fiscal no período é no mínimo menos intensa do que sugerida Blanchard.



- **Incerteza Jurisdicional:** a hipótese proposta por Resende, Arida e Bacha (2004) é de que a incerteza jurisdicional é um viés anti-credor da justiça brasileira. Segundo o trabalho, a incerteza jurisdicional tem um impacto difuso e não quantificável sobre os ativos financeiros. O trabalho advoga que a incerteza jurisdicional combinada com o grau de incompleta convertibilidade da moeda são os fatores determinantes da taxa de juros real de curto prazo e da inexistência de um mercado de crédito de longo prazo, para operações denominadas em reais e contratadas e liquidadas no mercado financeiro interno. A incerteza jurisdicional na taxa de juros real de curto prazo age como se fosse um prêmio requerido pelo investidor para aplicar o recurso sob a legislação brasileira. A mecânica de ajuste é semelhante ao ajuste da dominância fiscal na medida em que eles impõem uma restrição sobre a paridade descoberta de taxa de juros para explicar o diferencial de taxa de juros real. Em outras palavras, o Brasil pagaria um prêmio por causa da incerteza jurisdicional e da não conversibilidade da moeda.

Dentre as teses elencadas acima, a baixa potência da política monetária e a dominância fiscal têm origem direta no fraco regime fiscal. No primeiro caso, porque torna muito custoso ou até inviabiliza o alongamento da dívida pública, enquanto que na dominância fiscal o regime fiscal impede que a paridade do câmbio absorva parte dos choques econômicos.

A alta indexação é a única explicação que aparentemente não tem raízes fiscais. A indexação é um comportamento *backward looking* dos agentes, em que preços e salários são reajustados de acordo com a inflação passada. Apesar de a indexação ser uma explicação teórica viável para a redução da eficácia da política monetária e de cerca de 30% do IPCA ser composto por preços administrados – dos quais parte (telecomunicações e energia elétrica) está vinculado à inflação passada –, os testes empíricos não são conclusivos no sentido de que a indexação brasileira (medida por uma proxy, que é a inércia inflacionária) seja elevada ou superior à de outros países no período pós-Real. Segundo Minella et al. (2003), a inércia inflacionária foi responsável por cerca de 10% e 7% da inflação em 2001 e 2002, respectivamente. Já o trabalho de Vieira e Laurini (2003), utilizando um modelo com parâmetros variantes no tempo e GARCH(1,1) para controlar a heterocedasticidade condicional, mostra que a inércia inflacionária no Brasil aumenta em períodos de crise.

A tese da incerteza jurisdicional explica o diferencial de taxa de juros real do Brasil em relação ao resto do mundo através das instituições. Novamente a obstrução do canal da paridade impede a convergência da taxa de juros real. Os testes em painel realizados por Holland (2004) não encontram evidência empírica de tal relação de causalidade entre instituições (incerteza jurisdicional e/ou controle de capitais) e diferenciais de taxa de juros reais, mas sim de variáveis fiscais e monetárias.

Enfim, algumas das principais teses sobre a elevada taxa de juros real do país aparentemente estão vinculadas ao regime fiscal.

## **2.2 Política Fiscal e Metas de Inflação**

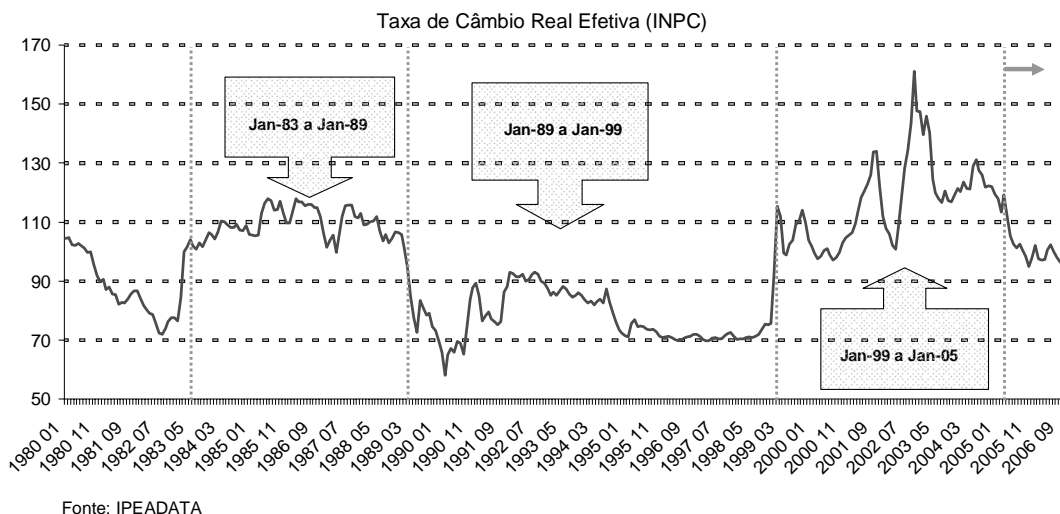
Sob os pressupostos de Equivalência Ricardiana e expectativas racionais dos agentes, Woodford (1998) refuta a hipótese de que a política fiscal tenha efeito sobre a demanda agregada. Isso porque, qualquer mudança na política fiscal seria contrabalançada pela decisão de consumo e poupança dos agentes privados, que antecipariam um movimento futuro oposto da política fiscal. Sob tais hipóteses, a literatura ortodoxa prevê que apenas no caso de dominância fiscal a política fiscal afete a demanda agregada. Apesar disso, o trabalho testará o efeito da política fiscal sobre a demanda agregada no período em análise.

Mesmo que a política fiscal tenha efeito sobre a demanda agregada, não necessariamente deveria ter efeito sobre a taxa real de juros. No regime de metas de inflação, a simples expectativa de impulso na demanda agregada poderia elevar a curva de juros, que por sua vez levaria a uma apreciação real da taxa de câmbio, que contra-arrestaria o efeito da política fiscal sobre a demanda agregada e sobre as expectativas de inflação.

A literatura empírica de taxa de câmbio refuta que o diferencial de taxa de juros doméstica e externa explique a taxa real de câmbio de curto prazo melhor do que considerar que a taxa de câmbio real realiza um passeio aleatório. CHEUNG et al (2003) e CHINN (2005) mostram que o diferencial de taxa de juros tem efeito significativo sobre a taxa de câmbio real apenas no médio prazo (3 a 5 anos), mesmo considerando outras variáveis. Além disso, CHINN (2005) argumenta que “a hipótese de que o diferencial de taxa de juros é um preditor não viesado da taxa de câmbio tem sido quase que universalmente rejeitada em

estudos empíricos”<sup>2</sup>. Como se pode observar no gráfico nº 4, a taxa de câmbio real efetiva no Brasil apresenta ciclos aparentemente longos.

**Gráfico 4: Taxa de Câmbio Real Efetiva ( INPC)**



Dessa forma, caso a política fiscal tenha efeito sobre a demanda e a apreciação real da taxa de câmbio seja um movimento com longa defasagem, então o ajuste no curto prazo recai principalmente sobre a política monetária.

O objetivo do trabalho é testar a hipótese nula de que a política fiscal não tem efeito sobre a demanda agregada. Caso refutemos tal hipótese, ou seja, haja evidência de que a política fiscal tem efeito sobre a demanda agregada, então é possível que a política fiscal seja uma explicação das altas taxas de juros reais do país no período analisado. Tal efeito, conforme argumentado anteriormente, depende ainda de que a paridade de juros (coberta ou descoberta) não tenha um forte poder explicativo sobre a taxa de câmbio (pelo menos no curto prazo) e de fato a literatura empírica não encontra evidência de que a taxa de câmbio seja determinada pelo diferencial da taxa de juros.

<sup>2</sup> O texto original de CHINN (2005) é “*The hypothesis that interest rate differentials are unbiased predictors of future exchange rate movements has been almost universally rejected in empirical studies*”.

### 3 MODELO

#### 3.1 Geral

Para o teste estatístico, derivamos um modelo de expectativas racionais para economia aberta semelhante ao formulado por Haldane e Battini (1999), porém com as modificações que julgamos pertinentes ao cenário brasileiro. Haldane e Battini formulam um modelo de expectativas racionais com a seguinte especificação:

$$y_t - y_t^* = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t+1} + \alpha_3 [i_t - E_t(\pi_{t+1})] + \alpha_4 [e_t + p_t^c - p_t^{cf}] + \varepsilon_{1t} \quad (i)$$

$$m_t - p_t^c = \beta_1 y_t + \beta_2 i_t + \varepsilon_{2t} \quad (ii)$$

$$E_t(e_{t+1}) = e_t + i_t - i_t^f + \varepsilon_{3t} \quad (iii)$$

$$p_t^d = 1/2(w_t + w_{t-1}) \quad (iv)$$

$$w_t - p_t^c = \chi_0 \cdot [E_t(w_{t+1}) - E_t(p_{t+1}^c)] + (1 - \chi_0) \cdot [w_{t-1} - p_{t-1}^c] + \chi_1 \cdot (y_t - y_t^*) + \varepsilon_{4t} \quad (v)$$

$$p_t^c = \phi \cdot p_t^d + (1 - \phi) \cdot e_t \quad (vi)$$

No modelo, a equação (i) corresponde a uma curva IS convencional, em que o termo à esquerda da igualdade é o desvio do produto no período t em relação ao produto potencial, daqui em diante chamado de *gap* do produto. Os termos à direita da igualdade são o produto em t-1, e em t+1, a taxa de juros real ex-ante no período t e a taxa de câmbio real no período t. No caso brasileiro, serão incluídas variáveis fiscais, na medida em que a política fiscal no Brasil parece ter sido expansionista no período em tela, a principal razão dessa análise.

A equação (ii) é a LM, em que a oferta real de moeda é  $(m_t - p_t^c)$  é igual à demanda de moeda que é função da renda nominal (demanda de moeda para transação), da taxa de juros nominal (equilíbrio de portfólio dos agentes) e do erro (velocidade de circulação da moeda). A LM será substituída por uma regra de Taylor (função de reação da autoridade monetária), na medida em que no período em questão o Brasil viveu sob o regime de metas de inflação, em que a taxa de juros é definida com o objetivo de minimizar uma função perda que tem como termos os desvios quadráticos da inflação em relação à meta de inflação e do produto em relação ao produto potencial. Não é escopo do trabalho discutir se a função perda do Banco Central do Brasil inclui o desvio do produto em relação ao potencial, mas apenas

que a função de reação seja uma proxy para a política monetária, pois eliminamos a LM do modelo.

A equação (iii) é a paridade descoberta da taxa de juros, em que a expectativa no período  $t$  da taxa de câmbio no período  $t+1$  é igual à taxa de câmbio em  $t$  mais o diferencial de taxa de juros doméstico e externo. No caso brasileiro é necessário que se adicione o prêmio de risco, na medida em que a paridade descoberta de taxa de juros deve ser válida entre ativos de mesmo risco de emissor.

As equações (iv), (v) e (vi) representam o lado da oferta de bens e serviços. A equação (iv) é a definição de preços através de *mark-up*, em que os preços do produto doméstico são a média ponderada dos salários nos períodos  $t$  e  $t-1$ . A equação (v) é a relação de salário real que depende da expectativa de salário real no período  $t+1$ , do salário real em  $t-1$  e do gap do produto. A equação (vi) relaciona os preços ao consumidor com os preços dos produtos domésticos e a taxa de câmbio nominal (preços dos produtos importados).

### 3.2 Política Fiscal e Taxa Real de Juros

A partir da manipulação do modelo geral, chega-se no seguinte modelo com quatro equações para o regime de metas de inflação<sup>3</sup>:

$$g_t = \alpha_1 \cdot g_{t-1} + \alpha_2 \cdot r_t + \alpha_3 \cdot RER_t + \alpha_4 \cdot d_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (a)$$

$$\pi_t = \lambda_1 \cdot E_t(\pi_{t+1}) + \lambda_2 \cdot \pi_{t-1} + \lambda_3 \cdot g_t + \lambda_4 \cdot \Delta e_t + \lambda_5 \cdot E_t \Delta e_{t+1} + \varepsilon_{2t} \quad (b)$$

$$i_t = \beta_1 \cdot i_{t-1} + \beta_2 (E_t \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) + \beta_3 g_{t-1} + \beta_4 \Delta e_t + \varepsilon_{3t} \quad (c)$$

$$E_t(e_{t+1}) = e_t + i_t - i_t^f + \varepsilon_{4t} \quad (d)$$

Em que:

$$g_t = (y_t - y_t^*) = \text{gap do produto em } t.$$

$$i_t = \text{taxa de juros nominal doméstica no período } t.$$

$$r_t = i_t - E_t(\pi_{t+1}) = \text{taxa de juros real no período } t.$$

$$RER_t = e_t + p_t^c + p_t^{cf} = \text{taxa de câmbio real no período } t.$$

<sup>3</sup> Todas as equações do modelo são log-linearizadas.

$e_t$  = taxa de câmbio nominal no período t.

$\Delta e_t = (e_t - e_{t-1})$  = variação da taxa de câmbio nominal entre os períodos t-1 e t.

$d_t$  = variável fiscal no período t.

$g_{t-1}$  = variável fiscal no período t-1.

$\pi_t$  = inflação no período t.

$i_t^f$  = taxa de juros internacional no período t.

a) **Curva IS:** o desvio do produto em relação ao produto potencial depende do desvio no período anterior, do nível da taxa de juros real (negativamente), do nível da taxa de câmbio real (positivamente) e do déficit fiscal (positivamente).

b) **Curva de Phillips:** para economia aberta análoga ao proposto por Fuhrer e Moore (1995a). A inflação no período t é uma média ponderada da inflação em t-1 (componente da inércia inflacionária) e da expectativa de inflação em t+1, de modo que haja alguma persistência da inflação. A somatória dos coeficientes é igual a 1. Além disso, o gap do produto, a desvalorização da taxa de câmbio e a expectativa de desvalorização da taxa de câmbio também influenciam positivamente na inflação.

c) **Regra de Taylor:** é a função de reação, em que autoridade monetária altera a taxa básica de juros em função de desvios da inflação em relação à meta de inflação, de desvios do produto em relação ao produto potencial e de variações da taxa de câmbio nominal, pois esta é a formulação mais comum da regra de Taylor para uma economia emergente aberta. Segundo Woodford (2002), para que o sistema tenha uma solução de equilíbrio é necessário que a resposta da autoridade seja mais do que proporcional ao desvio da inflação em relação à meta, ou seja, que a autoridade monetária eleve a taxa de juros real quando a inflação está acima da meta.

d) **Paridade Descoberta da Taxa de Juros:** a taxa de câmbio é tratada como um ativo financeiro, que depende do preço da moeda (taxa de juros) nos diferentes países. Assim, a expectativa da taxa de câmbio no período seguinte é igual à taxa de câmbio no período atual mais a diferença entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional.

### 3.2.1 Análise de Equilíbrio

Por simplicidade de raciocínio, a análise parte do equilíbrio, ou seja, de que a inflação no período anterior e a expectativa de inflação estejam no nível da meta de inflação fixada pela autoridade monetária e de que o gap do produto seja zero. Em outras palavras, partindo de  $g_t = \alpha_1 \cdot g_{t-1} + \alpha_2 \cdot r_t + \alpha_3 \cdot RER_t + \alpha_4 \cdot d_{t-1} + \varepsilon_{1t}$  e assumindo que  $g_t = g_{t-1} = 0$ , então temos que:

$$r_t = -\frac{\alpha_3}{\alpha_2} \cdot RER_t - \frac{\alpha_4}{\alpha_2} \cdot d_{t-1} - \frac{\varepsilon_{1t}}{\alpha_2}$$

De acordo com uma visão keynesiana tradicional, os gastos fiscais têm um efeito positivo sobre a demanda agregada, enquanto que a receita tributária tem um efeito negativo sobre a demanda agregada. Simplificando, por ora, temos que o relaxamento da política fiscal (aumento de  $d_t$ ) tem um efeito (coeficiente) positivo ( $\alpha_4 > 0$ ) sobre o gap do produto. Em resumo, os sinais dos coeficientes da curva IS são os seguintes: (i)  $0 < \alpha_1 \leq 1$ ; (ii)  $\alpha_2 < 0$ ; (iii)  $\alpha_3 > 0$  e (iv)  $\alpha_4 > 0$ . Assim, temos que  $-\alpha_3 / \alpha_2 > 0$ ,  $-\alpha_4 / \alpha_2 > 0$ . Assim, quanto mais desvalorizada a taxa de câmbio real, maior a taxa de juros real necessária para manter a curva IS em equilíbrio, assim como quando mais relaxada a política fiscal, maior deve ser a taxa real de juros.

O modelo estaria fechado caso não houvesse uma relação entre a taxa de juros real e a taxa de câmbio real. No entanto, a paridade descoberta da taxa de juros reais nos mostra que:  $E_t(RER_{t+1}) = RER_t + r_t - r_t^f + \varepsilon_{4t}$ . Ou seja, uma expansão fiscal causa a elevação da estrutura a termo de taxas de juros reais, o que por arbitragem de juros leva à entrada de capitais e, portanto, à apreciação da taxa de câmbio real e a convergência das taxas de juros reais aos níveis internacionais.

Dada a condição de arbitragem (ou paridade), há dois equilíbrios descritos na literatura ortodoxa:

- (i) **Normal:** a expansão fiscal eleva a taxa de juros real doméstica acima da taxa de juros real internacional num primeiro momento. Tal diferencial de juros leva a um movimento de apreciação da taxa de câmbio real. A medida que a taxa de câmbio real se aprecia, a taxa de juros real doméstica recua novamente para o nível da taxa de juros real internacional.

(ii) **Dominância Fiscal:** a expansão fiscal leva ao aumento da taxa de juros real doméstica, porém tal movimento amplia a percepção de risco de inadimplência do investidor externo, aumentando concomitantemente o prêmio de risco da emissão externa pelo aumento do risco país. Supondo que o país é aberto e pequeno, a mudança da taxa de juros real doméstica não tem efeito sobre o nível de taxa de juros real internacional. Nesse caso, ao invés da taxa de câmbio real apreciar-se, ela deprecia-se, de modo que o ajuste cabe ao aumento dos preços domésticos (inflação). Em outras palavras, o regime de metas de inflação torna-se ineficaz para o controle da taxa de inflação.

Supondo que o ajuste da taxa de câmbio a mudanças no diferencial de taxa de juros seja lento e que o ajuste da demanda agregada em função da apreciação da taxa de câmbio real seja defasado, então uma trajetória fiscal crescentemente expansionista – no sentido que descreveremos a seguir – pode dar contribuições sucessivamente mais intensas para a demanda agregada, ocasionando a elevação do patamar da taxa de juros real. A seguir será derivado o efeito da política fiscal.

### 3.2.2 Política Fiscal Expansionista

A política fiscal pode ser expansionista tanto num ambiente de déficit quanto num ambiente de superávit primário, dependendo do nível das receitas e despesas do governo em proporção do PIB. Derivando uma função de demanda Keynesiana simples em função de despesas ( $G_t$ ) e receitas ( $T_t$ ) governamentais e assumindo que a propensão marginal a consumir é menor do que 1, então o efeito de um aumento de gasto do governo equivalente em valor absoluto ao aumento das receitas é expansionista.

$$\Delta Y_t = \left( \frac{1}{1-c} \right) \Delta G_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \left( \frac{-c}{1-c} \right) \Delta T_t \quad (2)$$

Assim, realizamos uma alteração na curva IS para abrir a política fiscal em duas variáveis:

$$g_t = \alpha_1 \cdot g_{t-1} + \alpha_2 \cdot r_t + \alpha_3 \cdot RER_t + \alpha_4 \cdot desp_{t-1} + \alpha_5 \cdot rec_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$



Hipoteticamente, digamos que  $\alpha_4 = 1,0$  e  $\alpha_5 = -0,75$ , o que seria equivalente a uma propensão marginal a consumir (c) de 0,75. Num ambiente de superávit primário de 5% do PIB em que a despesa do governo é 32% do PIB e a receita do governo é 37% do PIB, o efeito líquido de tal política fiscal sobre a demanda agregada seria de 4,25% do PIB ( $32\% * 1 - 37\% * 0,75 = 32\% - 27,75\%$ ). Considerando-se os mesmos coeficientes, mas um superávit primário de 5% do PIB resultante de despesas de 20% do PIB e receitas de 25% do PIB, então o efeito líquido de tal política fiscal sobre a demanda agregada seria de 1,25% do PIB ( $20\% * 1 - 25\% * 0,75 = 20\% - 18,75\%$ ). Nota-se, portanto, que sob tais hipóteses, o efeito da política fiscal sobre a demanda agregada é determinado não somente pelo superávit primário, mas também pelas variações nos níveis de despesas e receitas do governo.

Enfim, juntando o resultado acima com o equilíbrio normal derivado na seção anterior, temos que num ambiente de carga tributária crescente e superávit primário constante, a política fiscal é crescentemente expansionista, levando a ajustes sucessivos da taxa de juros real para cima e retornos ao equilíbrio. Isso a princípio pode ser uma explicação para o recorrente nível elevado da taxa de juros no Brasil.

Esta tese não examinará as bases teóricas e testes empíricos sobre as consequências de uma política fiscal expansionista sobre o equilíbrio macro, mas apenas testará a hipótese de que a política fiscal tem efeito sobre a curva IS (demanda agregada) no Brasil no período analisado.

## 4 DADOS

Conforme colocado acima, a equação a ser testada será a seguinte:

$$g_t = \alpha_1 \cdot g_{t-1} + \alpha_2 \cdot r_t + \alpha_3 \cdot RER_t + \alpha_4 \cdot desp_{t-1} + \alpha_5 \cdot rec_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

Em que  $g_t$  é o gap do produto no período  $t$ ,  $r_t$  é a taxa de juros real no período  $t$ ,  $RER_t$  é a taxa de câmbio real no período  $t$ ,  $desp_{t-1}$  é a despesa do governo no período  $t$  e  $rec_{t-1}$ . Na sequência explicaremos em detalhe como as variáveis foram construídas.

### 4.1 Gap do Produto

O gap do produto foi calculado como o desvio do produto em relação ao produto potencial, da seguinte forma,  $g_t = \ln(y_t / y_t^*)$ , em que  $y_t$  é o produto (ou proxy) e  $y_t^*$  é o produto potencial, calculado de diversas formas conforme descrito no anexo 2.

As estimativas foram feitas utilizando-se tanto dados trimestrais como dados mensais. Para as estimativas trimestrais, foram utilizados os dados oficiais do PIB trimestral (dessazonalizado) divulgados pelo IBGE, enquanto que para as estimativas mensais foram utilizados os dados da produção industrial mensal (dessazonalizada) do IBGE.

### 4.2 Taxa de Câmbio Real

As séries de taxa de câmbio real foram extraídas do site do Banco Central do Brasil<sup>4</sup>. A série de taxa de câmbio real é a taxa de câmbio inflacionada pelo CPI<sup>5</sup> dos Estados Unidos e deflacionada pelo IPCA (IBGE) do Brasil. A série trimestral de taxa de câmbio real foi construída como a média trimestral da série mensal.

---

<sup>4</sup> Site do Banco Central do Brasil: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)

### 4.3 Taxa de Juro Real

A taxa de juros real foi calculada pela fórmula:  $r_t = \ln[(1 + selic_t)/(1 + ipca_t)]$ , em que  $selic_t$  é a taxa Selic acumulada no período t (mês ou trimestre, dependendo do período utilizado na regressão) anualizada (composta), enquanto que  $ipca_t$  é a taxa de inflação ao consumidor, medida pelo IPCA (divulgado pelo IBGE mensalmente), acumulada no período correspondente.

A utilização da taxa de juros real ex-post ao invés da taxa de juros ex-ante deve-se a dois fatos principais. O primeiro e principal é que não há estimativas confiáveis da expectativa de inflação desde 1996. O segundo é o pressuposto que a taxa de juros *ex-post* de curto prazo (até 3 meses) é uma boa proxy da taxa de juros *ex-ante*, ou seja, que as expectativas de inflação de curto prazo são próximas da inflação ocorrida.

Foram realizadas ainda estimativas com a taxa de juros real ex-ante, utilizando o swap Pré-DI de 1 ano e a taxa de inflação esperada pelo mercado (Pesquisa Focus do Banco Central) nos próximos doze meses. O cálculo dessa taxa de juros foi feito da seguinte forma:  $r_t = \ln[(1 + PRE\_12m_t)/(1 + ipca_{t,t+12}^e)]$ , em que: (i)  $PRE\_12m_t$ <sup>6</sup> é média (mensal ou trimestral) da taxa pré-fixada de 12 meses; e (ii)  $ipca_{t,t+12}^e$ <sup>7</sup> é a média dos últimos 15 dias úteis da expectativa em t da inflação (média pelo IPCA) nos próximos 12 meses.

No entanto, a disponibilidade de dados é somente a partir de janeiro de 2000, tais estimativas foram realizadas em bases mensais e trimestrais apenas em OLS.

### 4.4 Variáveis Fiscais

Dado que o escopo do trabalho é verificar o efeito da política fiscal sobre o desvio do produto em relação ao potencial, tais variáveis foram trabalhadas com bastante cuidado. Em

---

<sup>5</sup> *Consumer Price Index* (CPI) é o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos.

<sup>6</sup> Os dados foram extraídos do site [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br), por sua vez utiliza como fonte a BM&F.

<sup>7</sup> Os dados foram extraídos do site [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br). O site do Banco Central disponibiliza as expectativas de inflação doze meses adiante a partir de novembro de 2001. As expectativas de janeiro de 2000 a outubro 2001 foram calculadas pelo autor pela interpolação das expectativas anuais. Por exemplo, a expectativa doze meses adiante da inflação em março de 2000 foi calculada pela média ponderada das expectativas de inflação em 2000 e 2001, em que o peso da expectativa de inflação em 2000 é o número de meses restantes para terminar o ano dividido por 12 e o peso da expectativa de inflação em 2001 é doze (12) menos o número de meses restantes para terminar o ano dividido por 12.

primeiro lugar todas as variáveis fiscais foram calculadas em proporção do PIB<sup>8</sup>. Em segundo lugar, cabe esclarecer que não foi possível através das informações do Tesouro Nacional<sup>9</sup>, obter dados confiáveis de gastos e receitas para os três níveis de governo de forma desagregada e com a frequência desejada (mensal ou trimestral) para o período de 1996 a 2006, portanto as variáveis fiscais ficaram restritas às receitas e despesas do governo federal.

#### **4.4.1 Receitas do Governo Federal**

As receitas do governo Federal foram calculadas com base no resultado da execução financeira do Tesouro Nacional do Brasil. Conforme pode ser observado na tabela 8.2.2 (notação do Tesouro no Anexo I) da Execução do Tesouro Nacional, a receita líquida é igual ao recolhimento bruto do Tesouro Nacional menos as receitas com a Previdência Social e as transferências legais (II.1; II.2 e II.3).

#### **4.4.2 Despesa do Governo Federal**

A despesa do governo federal considerada é igual às despesas totais menos as despesas com transferências (II.1; II.2 e II.3), além das despesas com encargos da dívida (contratual e DPMF<sup>10</sup>) e com benefícios previdenciários. As despesas do governo federal foram calculadas através da execução financeira do Tesouro Nacional (tabela 8.2.2 – Anexo I). Os benefícios previdenciários foram retirados do cálculo, pois são transferências governamentais.

A discriminação ideal dos gastos do governo excluiria todas as transferências (encargos sociais, tais como LOAS<sup>11</sup>, RMV<sup>12</sup> e INSS<sup>13</sup>), dado que estamos preocupados em calcular o impacto específico do consumo do governo, não das transferências ao setor privado. Isso porque, se a propensão marginal a consumir (média) do pagador de imposto for igual à propensão marginal a consumir (média) de quem recebe a transferência, então a transferência não deve ter impacto sobre a demanda agregada. No entanto, não há tal abertura das contas do Tesouro Nacional desde janeiro de 1995, portanto somente os benefícios previdenciários e as transferências a estados e municípios foram excluídos do cálculo.

---

<sup>8</sup> Foram realizadas regressões com dados mensais e trimestrais. No caso das regressões com dados trimestrais, usou-se a estimativa do PIB acumulado nos últimos quatro trimestres divulgada pelo IBGE. No caso das regressões mensais, foi utilizada a série mensal de PIB acumulado em 12 meses calculada pelo Banco Central do Brasil divulgada no site [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br) sob o número 4382.

<sup>9</sup> As estatísticas do resultado fiscal do governo federal, foram obtidas no site do Tesouro Nacional: [www.tesouro.fazenda.gov.br](http://www.tesouro.fazenda.gov.br)

<sup>10</sup> Dívida Pública Mobiliária Federal (DPMF).

<sup>11</sup> Lei Orgânica de Assistência Social (LOAS).

<sup>12</sup> Renda Mensal Vitalícia (RMV).

<sup>13</sup> Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS).

Uma vez construídas as séries das variáveis fiscais, o passo seguinte foi olhar as características das séries temporais. O primeiro aspecto a ser ressaltado é que as despesas e gastos do governo federal apresentam forte sazonalidade, por conta do pagamento do 13º salário, do contingenciamento das despesas do governo no primeiro semestre com o objetivo de obtenção da meta de superávit primário. Dado que as séries utilizadas para o cálculo do gap do produto (Produção Industrial e PIB) foram ajustadas pela sazonalidade, então se fez necessário o ajuste sazonal das séries fiscais. Assim, tanto as despesas como as receitas do governo federal foram ajustadas pelo método X11 (aditivo). Os gráficos das séries de receita e despesas do governo com e sem sazonalidade são mostrados no Anexo I.

As despesas e receitas previdenciárias, cuja abertura foi possível obter desde 1995, foram testadas como variáveis explicativas, porém não foi encontrada significância estatística para nenhuma delas, em conjunto ou separadas.

## 5 ESTIMATIVA

As estimativas da curva IS foram realizadas em variações da forma especificada na sessão 4 pelos métodos de OLS e GMM. No caso do método GMM foram construídas variáveis instrumentais a partir das variáveis explicativas, além de uma variável instrumental baseada para o período eleitoral na forma de dummy, de forma que esteja correlacionada às despesas do setor público, ao gap do produto, porém não ao erro.

### 5.1 Mensal

#### 5.1.1 OLS

As estimativas em OLS mostram que as despesas e receitas do governo em proporção do PIB ajustadas pela sazonalidade são significativas (todas ao nível de 5%) e apresentam os sinais esperados (positivo no caso das despesas e negativo no caso das receitas). Nota-se ainda que o efeito das despesas do governo é em módulo superior ao efeito das receitas, conforme a teoria prevê. No entanto, considerando-se o desvio-padrão dos coeficientes estimados não é possível concluir que o coeficiente das despesas seja maior em módulo do que o coeficiente das receitas do governo. Os coeficientes das despesas do governo central variam entre 3,73 e 6,14, enquanto que os coeficientes das receitas do governo central variam entre (2,05) e (3,24).

**Tabela 1: Estimativas de OLS**

<b>Estimativas em OLS (mensal)</b>										
Amostra	1995M04:2006M11		1995M04:2006M11		1995M04:2006M11		1995M04:2006M11		1995M04:2006M11	
Variável Dependente	GAP_BN		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_TEND	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes										
C	-0.001	95.8%	0.032	14.0%	-0.001	94.2%	0.018	45.9%	0.029	21.0%
SELIC(-1)	-0.035	8.8%	-0.146	0.0%	-0.054	0.7%	-0.124	1.0%	-0.145	0.1%
IPCA(-1)	-0.652	0.6%	-2.062	0.0%	-0.989	0.0%	-1.904	0.3%	-2.087	0.0%
DESP_GOV_X11(-1)	3.738	4.4%	3.733	1.6%	6.140	0.1%	4.251	0.4%	3.925	1.1%
REC_GOV_X11(-2)	-2.050	1.5%	-2.865	0.4%	-3.238	0.0%	-2.495	1.6%	-2.793	0.7%
D1997_OLS	-0.032	0.1%	-0.016	4.4%	-0.023	2.0%	-0.016	3.4%	-0.016	4.2%
D_ASIA	-0.035	0.2%	-0.027	3.8%	-0.048	0.0%	-0.031	1.8%	-0.029	2.8%
D2001_OLS	-0.007	8.4%	-0.013	1.7%	-0.008	4.1%	-0.013	2.8%	-0.012	3.3%
AR(1)	-0.186	3.4%	0.614	0.0%	-0.215	1.3%	0.823	0.0%	0.726	0.0%
R-squared	22.5%		60.4%		33.1%		90.6%		67.8%	
Adjusted R-squared	17.7%		58.0%		29.0%		88.2%		65.9%	
Durbin-Watson stat	1.97		2.17		1.97		2.02		2.23	
Prob(F-statistic)	0.0%		0.0%		0.0%		0.0%		0.0%	
Prop. Marginal Consumir	54.8%		76.7%		52.7%		58.7%		71.1%	

Foram utilizadas três dummies nessa especificação do modelo: (i) D1997\_OLS, que visa suavizar um efeito que parece estatístico (uma redução na produção industrial muito forte num mês acompanhado de um aumento muito forte no mês subsequente); (ii) D\_ASIA para captar o efeito da crise da Ásia sobre a dinâmica doméstica (reflexo de um choque externo exógeno); (iii) D2001\_OLS para captar o efeito da crise energética no segundo semestre de 2001.

Além disso, conforme discutido na seção 3.2.2, é possível estimar a propensão marginal a consumir a partir dos coeficientes em questão. Conforme se pode observar na última linha da tabela, a propensão marginal a consumir estimada varia entre 52,7% e 76,7%. Nas estimativas em OLS, o coeficiente da variável da taxa de câmbio real (LN\_RER) não é significativo.

### 5.1.2 GMM

As estimativas em GMM se mostram bastante mais sensíveis às mudanças de variáveis, além das variáveis instrumentais. No caso das estimativas em GMM apenas as estimativas com o GAP\_HP e com o GAP\_TEND apresentam os sinais esperados tanto para as variáveis fiscais, quanto para juros real (SELIC), inflação (IPCA) e taxa de câmbio real (LN\_RER). A taxa de câmbio real torna-se significativa e com o sinal correto com a defasagem de 12 meses. Ou seja, uma desvalorização real da taxa de câmbio no mês  $t$ , aumenta a quantidade demandada externa por produtos brasileiros no mês  $(t+12)$ . Além disso, foi incluída uma variável dummy multiplicada à taxa de câmbio real para controlar para a mudança de regime de câmbio de 1999.

**Tabela 2: Estimativas GMM**

Estimativas GMM (mensal)										
Amostra	1997M1:2006M11		1997M1:2006M11		1997M1:2006M11		1997M1:2006M11		1997M1:2006M11	
Variável Dependente	GAP_AR		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_TEND	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes										
C	-0.030	27.8%	-0.098	0.9%	-0.041	19.0%	-0.347	0.1%	-0.246	0.0%
SELIC(-1)	0.033	12.7%	-0.227	0.0%	0.036	28.5%	-0.176	0.1%	-0.211	0.0%
IPCA(-1)	0.670	21.8%	-3.238	0.0%	0.186	59.6%	-2.282	0.2%	-2.884	0.0%
LN_RER(-12)	0.007	32.8%	0.033	0.0%	0.005	33.1%	0.067	2.4%	0.064	0.0%
LN_RER(-12)*D_REG_CAMBIO	-0.001	50.4%	-0.006	0.0%	0.000	50.9%	-0.012	1.9%	-0.010	0.0%
DESP_GOV_X11(-2)	-2.379	31.2%	5.739	2.9%	6.144	11.2%	7.108	4.6%	6.365	2.9%
DESP_GOV_X11(-3)	-0.499	70.6%	3.067	1.6%	-2.741	6.4%	3.280	11.7%	3.952	0.6%
REC_GOV_X11(-4)	1.813	22.6%	-3.478	2.2%	-4.464	0.2%	1.079	61.6%	-3.247	5.0%
REC_GOV_X11(-5)	-0.225	77.6%	-1.798	3.7%	2.940	0.1%	0.420	76.2%	-2.171	4.5%
D_2003_GMM	-0.004	13.3%	-0.015	0.0%	-0.002	49.9%	0.022	9.1%	-0.011	0.1%
AR(1)	-0.292	0.0%	0.387	0.0%	-0.142	14.5%	0.795	0.0%	0.551	0.0%
AR(12)	0.567	0.0%	-0.287	0.0%	-0.241	0.0%	-0.058	5.8%	-0.219	0.0%
R-squared	15.6%		65.3%		0.8%		65.8%		69.8%	
Adjusted R-squared	6.9%		61.7%		-9.4%		62.3%		66.7%	
Durbin-Watson stat	1.69		1.77		1.76		2.00		1.84	
Prob(J-statistic)	7.5%		4.1%		7.3%		5.0%		3.8%	
Lista de Instrumentos: IV_IPCA(-1); IV_SELIC(-1)										
Prop. Marginal a Consumir	55.2%		59.9%		44.8%		-14.4%		52.5%	

Cabe destacar aqui que o ajuste das variáveis fiscais ao modelo é menos óbvio. Primeiro que o ajuste ocorre principalmente quando se utiliza a variável de despesas do governo (DESP\_GOV\_X11) com duas defasagens (t-2 e t-3) e a variável de receitas do governo também com duas defasagens (t-4 e t-5). De qualquer forma, calculando-se a propensão marginal a consumir, chega-se a 59,9% no GAP\_HP e 52,5% no GAP\_TEND.

Foi utilizada apenas uma variável dummy com o objetivo de captar o efeito da crise de confiança pós-eleitoral do governo Lula.

## 5.2 Trimestral

### 5.2.1 OLS

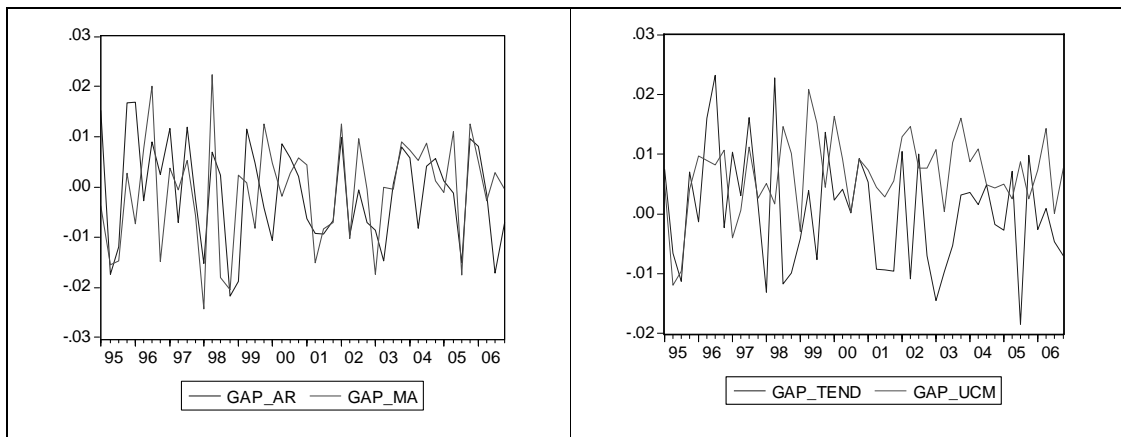
Os resultados com os dados trimestrais do PIB têm os sinais corretos para os métodos de cálculo do *gap* do produto pelo filtro HP (GAP\_HP) e Recursivo (GAP\_REC e GAP\_REC2), conforme discutido no Anexo II.

Conforme pode ser observado nos gráficos abaixo, as estimativas do GAP\_AR, GAP\_MA, GAP\_TEND e GAP\_UCM apresentam muita variância, o que aparentemente descaracteriza tais medidas como medidas de desvio do produto em relação ao produto potencial. Por exemplo, pela metodologia GAP\_AR o PIB estava 2,2% abaixo do potencial no quarto trimestre de 1998 e subiu para 1,1% acima do potencial no segundo trimestre de 1999 e caiu para 1,1% abaixo do potencial no primeiro trimestre de 2000. Tal variância ocorreu no curtíssimo período de 5 trimestres pós mudança de regime cambial (forte desvalorização



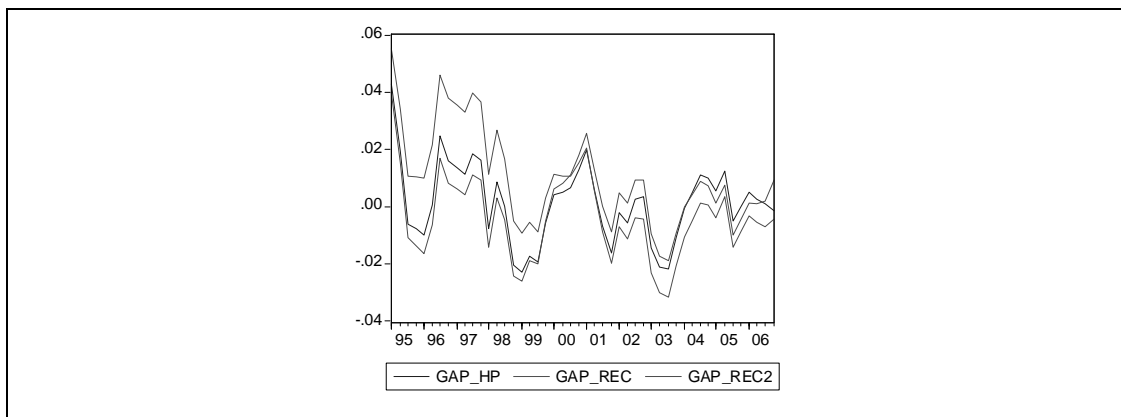
cambial). Essa descrição de um período da série GAP\_AR é uma característica comum a todas as séries (citadas acima) de desvio do produto potencial que foram obtidas através de métodos auto-regressivos e de médias móveis utilizadas. Além disso, as variáveis explicativas convencionais (taxa de juros real e taxa de câmbio real) não são significativas em quase nenhuma das estimativas que foram feitas utilizando tais variáveis explicadas. Desse modo, tais estimativas serão consideradas menos importantes daqui em diante.

**Gráfico 5. Estimativas GAP\_AR, GAP\_MA, GAP\_TEND e GAP\_UCM**



Já no caso do desvio do produto em relação ao produto potencial (obtido por filtro HP e/ou por meio Recursivo), a variância é bem menor.

**Gráfico 6. GAP\_HP, GAP\_REC e GAP\_REC2**



Os resultados das regressões dos desvios GAP\_HP, GAP\_REC e GAP\_REC2 aparecem todos com os sinais e magnitudes esperados. As propensões marginais a consumir derivadas das regressões são respectivamente 81,6%, 88,9% e 99,0%.

**Tabela 3: Estimativas OLS**

Amostra	1996Q2:2006Q4		1996Q2:2006Q4		1996Q2:2006Q4		1996Q2:2006Q4		1996Q2:2006Q4		1996Q2:2006Q4		1996Q2:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_AR		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_REC2		GAP_TEND		GAP_UCM	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes														
C	0.019	38.7%	0.040	16.7%	-0.002	92.4%	0.026	53.7%	0.052	4.3%	0.030	8.3%	0.016	44.5%
SELIC(-1)	-0.016	55.4%	-0.176	0.0%	-0.009	68.6%	-0.188	0.0%	-0.183	0.0%	-0.026	10.4%	-0.008	73.0%
IPCA(-1)	0.005	92.1%	-0.146	0.0%	0.069	6.0%	-0.161	0.0%	-0.148	0.0%	0.053	4.4%	0.027	41.7%
DESP_GOVX11(-1)	0.282	78.1%	1.579	2.8%	-0.531	65.0%	1.398	5.1%	1.419	5.5%	-0.321	69.4%	-0.876	27.9%
REC_GOVX11	-0.683	17.8%	-1.288	0.4%	0.428	24.2%	-1.243	0.9%	-1.405	0.0%	-0.532	4.4%	0.359	17.9%
D_1998_OLS	-0.011	3.2%	-0.016	0.0%	-0.008	9.5%	-0.017	0.0%	-0.017	0.0%	-0.007	6.8%	0.008	5.0%
D_2001_OLS	-0.011	4.1%	-0.018	0.0%	-0.013	1.0%	-0.018	0.0%	-0.017	0.0%	-0.015	0.0%	-0.001	71.4%
D_LULA_OLS	-0.016	13.7%	-0.020	0.2%	-0.029	0.2%	-0.018	0.4%	-0.020	0.3%	-0.032	0.0%	-0.003	74.6%
AR(1)	-0.033	84.2%	0.656	0.0%	-0.453	0.6%	0.773	0.0%	0.516	0.7%	-0.598	0.0%	-0.001	99.5%
AR(4)	0.401	1.2%	0.145	13.1%	-0.193	14.5%	0.165	10.6%	0.031	74.0%	-0.191	9.8%	-0.202	25.2%
R-squared	37.2%		86.3%		52.0%		93.5%		85.9%		68.6%		19.6%	
Adjusted R-squared	20.0%		82.5%		38.9%		91.7%		82.0%		60.0%		-2.4%	
Durbin-Watson stat	2.06		1.90		2.35		1.84		1.73		2.34		2.05	
Prob(F-statistic)	5.1%		0.0%		0.2%		0.0%		0.0%		0.0%		54.3%	
Prop. Marginal a Consumir	242.1%		81.6%		80.6%		88.9%		99.0%		-165.7%		41.0%	

Os resultados das três especificações de desvio do produto potencial que parecem fazer mais sentido (GAP\_HP, GAP\_REC e GAP\_REC2) nos mostram propensões marginais a consumir de 81,6%, 88,9% e 99,0%, respectivamente.

Foram utilizadas três variáveis dummy: (i) D\_1998\_OLS com o objetivo de captar a crise da Rússia e o aumento do risco país no período anterior à flutuação cambial; (ii) D\_2001\_OLS para captar a crise energética; (iii) D\_LULA\_OLS para captar a crise de confiança no início do primeiro mandato do presidente Lula. Cabe notar aqui que a dummy de 1997 do modelo em OLS (mensal) desaparece, aparentemente indicando que o efeito da queda e aumento da produção industrial foram suavizados pelos dados trimestrais.

## 5.2.2 GMM

As estimativas com dados trimestrais em GMM também mostram grande volatilidade. Como se pode observar na tabela abaixo, as regressões com o GAP\_HP, GAP\_REC e GAP\_REC2 apresentam melhores resultados com R<sup>2</sup> ajustado de 70,6%, 70,4% e 69,6% nos três casos, respectivamente. As propensões marginais a consumir são de 81,1%, 97,0% e 39,0%, respectivamente. A variável taxa de câmbio real foi omitida dos resultados porque não resultou estatisticamente significativa em nenhuma estimativa realizada.

**Tabela 4: Estimativas GMM ( Trimestral)**

Estimativas GMM (Trimestral)						
Amostra	1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_HP		GAP_REC		GAP_REC2	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes						
C	0.050	0.0%	0.078	0.0%	-0.009	57.3%
SELIC(-1)	-0.191	0.0%	-0.161	0.0%	-0.146	0.0%
IPCA(-1)	-0.223	0.0%	-0.224	0.0%	-0.133	0.0%
DESP_GOVX11(-1)	2.348	0.0%	4.492	0.0%	3.195	0.1%
REC_GOVX11(-1)	-1.904	0.0%	-4.356	0.0%	-1.235	0.1%
D_1996_GMM	0.033	0.0%	0.044	0.0%	0.019	0.0%
D_1998_GMM	0.012	0.0%	0.018	0.0%	0.008	0.0%
D_ELETRICO_GMM	-0.020	0.0%	-0.025	0.0%	-0.009	0.0%
AR(1)	0.301	0.1%	0.167	8.4%	0.139	37.5%
AR(4)	-0.064	11.8%	-0.114	1.2%	-0.040	61.4%
R-squared	76.9%		76.7%		76.1%	
Adjusted R-squared	70.6%		70.4%		69.6%	
Durbin-Watson stat	2.21		2.12		1.39	
Prob(Estatística-J)	9.1%		15.0%		14.7%	
Lista de Instrumentos: IV_ELEICOES_GMM(-2), IV_SELIC, IV_IPCA						
Prop. Marginal a Consumir	81.1%		97.0%		38.6%	

Novamente nos dados trimestrais, os resultados foram obtidos com três variáveis dummy: (i) D\_1996\_GMM para captar ; (ii) D\_1998\_GMM para captar a crise pré-desvalorização cambial; (iii) D\_ELETRICO\_GMM para captar a crise do setor elétrico de 2001.

### 5.3 Taxa de Juros Real (ex-Ante)

#### 5.3.1 Mensal

As estimativas com dados mensais em OLS mostram resultados contraditórios. No resultado da estimativa com o GAP\_HP a propensão marginal a consumir é maior do que 1,0 (1,37), o que parece não estar de acordo com as hipótese teóricas e com os valores geralmente aceitos para tal parâmetro. Já no caso da regressão com o GAP\_REC a propensão marginal a consumir é de 50%. A variável taxa de câmbio real novamente não resultou significativa estatisticamente.

**Tabela 5: Estimativas OLS (Mensal – Juros Real Ex-Ante)**

Amostra	2000m8:2006m11		2000m8:2006m11		2000m8:2006m11		2000m8:2006m11	
Variável Dependente	GAP_HP		GAP_REC		GAP_TEND		Média	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
C	0,103	0,00%	0,098	0,21%	0,129	0,02%	0,110	ND
IPCA(-1)	-2,248	2,30%	-2,617	0,94%	2,188	4,18%	-0,893	ND
SELIC(-1)	-0,215	1,30%	-0,153	8,31%	-0,208	2,71%	-0,192	ND
PRE12M_REAL(-8)	-0,202	1,04%	-0,535	0,00%	-0,292	0,17%	-0,343	
DESP_GOV_X11(-2)	4,267	4,40%	4,361	4,60%	3,973	7,50%	4,200	ND
REC_GOV_X11(-3)	-5,838	0,00%	-2,137	17,01%	-6,724	0,01%	-4,900	ND
D2001_OLS	-0,025	0,00%	-0,037	0,00%	-0,024	0,01%	-0,029	ND
D2003_OLS	-0,017	5,59%	-0,031	0,10%	-0,018	6,84%	-0,022	ND
MA(1)	0,408	0,07%	0,371	0,25%	0,524	0,00%	0,434	
R-squared	68,7%		84,8%		70,3%		ND	
Adjusted R-squared	65,0%		82,9%		66,7%		ND	
Durbin-Watson stat	1,92		1,90		1,80		ND	
Prob(F-statistic)	0,0%		0,0%		0,0%		ND	
Prop. Marginal a Consumir	136,8%		49,0%		169,2%		116,6%	

No caso das estimativas com a menor amostra aparecem as dummies; (i) D2001\_OLS do setor elétrico; (ii) D2003\_OLS da crise de confiança do primeiro mandato do governo Lula.

### 5.3.2 Trimestral

As estimativas com dados trimestrais em OLS utilizando a taxa de juros ex-ante chega a resultados semelhantes aos encontrados com a taxa de juros real ex-post. Como se pode observar na tabela abaixo, as regressões com o GAP\_HP, GAP\_REC e GAP\_REC2 apresentam melhores resultados com R<sup>2</sup> ajustado de 78,8%, 78,9% e 71,6% nos três casos, respectivamente. As propensões marginais a consumir são de 63,8%, 77,6% e 70,8%, respectivamente. Tal resultado reforça o resultado anterior, na medida em que a mudança na variável juros não modifica a magnitude dos coeficientes das variáveis fiscais na estimativa da IS. Novamente, a taxa de câmbio real (ln\_RER) não é estatisticamente significativa nas diversas defasagens testadas. Os resultados incluindo-se a taxa de câmbio real estão dispostos no anexo I.

**Tabela 6: Estimativas OLS (Trimestral – Juros Real Ex-Ante)**

Amostra	2000Q3:2006Q4		2000Q3:2006Q4		2000Q3:2006Q4		2000Q3:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_HP		GAP_REC		GAP_REC2		Média	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
C	0,030	17,11%	0,053	4,68%	0,034	21,67%	0,039	ND
DESP_GOVX11(-1)	4,371	0,01%	5,221	0,01%	4,763	0,03%	4,785	ND
REC_GOVX11(-1)	-2,790	0,00%	-4,051	0,00%	-3,316	0,00%	-3,386	ND
D_2001_OLS	-0,016	0,02%	-0,016	0,01%	-0,012	1,32%	-0,015	ND
PRE12M_REAL(-2)	-0,298	0,00%	-0,329	0,00%	-0,242	0,00%	-0,289	ND
R-squared	82,2%		82,2%		71,6%		71,6%	
Adjusted R-squared	78,8%		78,9%		0,7%		0,7%	
Durbin-Watson stat	2,05		2,06		1,69		1,69	
Prob(F-statistic)	0,0%		0,0%		0,0%		0,0%	
Prop. Marginal a Consumir	63,8%		77,6%		69,6%		70,8%	

Na estimativa trimestral com a menor amostra, aparece apenas a dummy do setor elétrico (D\_2001\_OLS).

## 6 CONCLUSÃO

Os resultados das estimativas da curva IS não permitem aceitar a hipótese nula de que a política fiscal não tem efeito sobre a demanda agregada. Por tais estimativas, a propensão marginal a consumir da economia brasileira estaria entre 0,56 e 0,90, dependendo da amostra utilizada (produção industrial mensal ou PIB trimestral). A magnitude da propensão marginal da consumir está em linha com o coeficiente (0,75) estimado pelo IBGE.

**Tabela 7: Resumo das Estimativas**

<b>Média das Regressões</b> <b>Variável</b>	<b>Produção Industrial</b>		<b>PIB</b>		<b>Média</b> <b>Geral</b>
	<b>OLS</b>	<b>GMM</b>	<b>OLS</b>	<b>GMM</b>	
$\alpha_4$	3.97	4.78	1.47	3.34	3.39
$\alpha_5$	-2.72	-2.67	-1.31	-2.50	-2.30
Propensão Marginal a Consumir	68.5%	55.9%	89.5%	74.7%	67.9%

Mais importante do que a magnitude dos resultados, colocada acima de forma ilustrativa, em todas as regressões aparentemente os sinais dos efeitos estão corretos, além de que o efeito das despesas do governo é aparentemente superior em módulo em relação ao efeito das receitas. Desse modo, a política fiscal pode ser expansionista ou contracionista, independentemente do nível do superávit primário, dependendo do tamanho do governo em proporção da economia. Além disso, no caso brasileiro, onde existem muitas vinculações orçamentárias (constitucionais), aumentos de receita tributária geram necessariamente aumentos de gastos vinculados, o que reduz a capacidade de aumentos de impostos funcionarem como mecanismos de redução de demanda agregada, mas sim como elementos de crowding out. Assim, aparentemente uma política fiscal anti-cíclica deve focar-se nas despesas do governo ao invés das receitas, na medida em que seu efeito é direto (sem os efeitos colaterais das vinculações) e mais intenso (mesmo se não houvesse vinculações).

Considerando a média dos resultados obtidos, pode-se fazer uma análise de sensibilidade dos efeitos da política fiscal sobre a demanda agregada sob diferentes pressupostos de superávit primário e carga tributária, conforme observado na tabela 6.

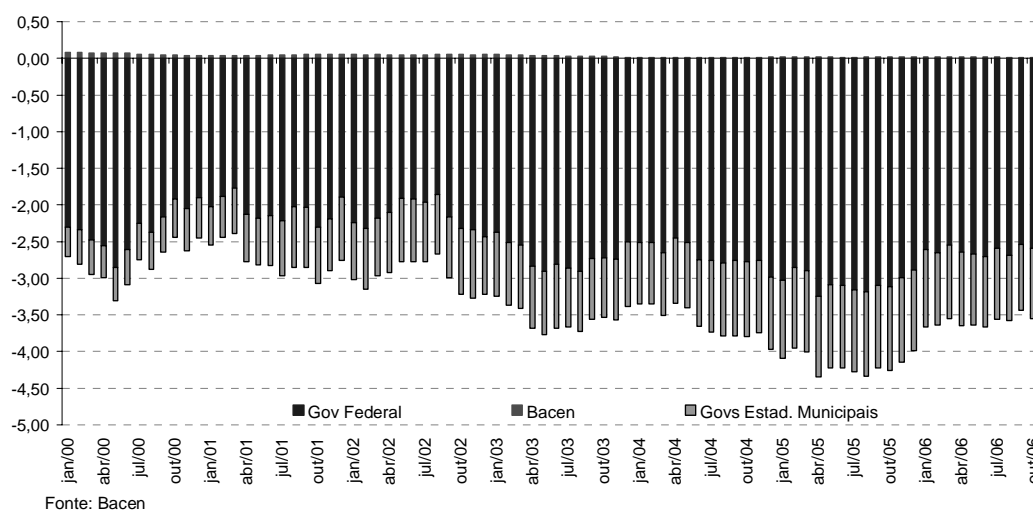
**Tabela 8: Efeito da Política Fiscal sobre a Demanda Agregada**

		Superávit Primário										
		0.00%	0.50%	1.00%	1.50%	2.00%	2.50%	3.00%	3.50%	4.00%	4.25%	4.50%
Carga Tributária (em % PIB)	15.0%	4.1%	3.7%	3.3%	2.9%	2.4%	2.0%	1.6%	1.2%	0.7%	0.5%	0.3%
	17.5%	4.8%	4.4%	4.0%	3.5%	3.1%	2.7%	2.3%	1.8%	1.4%	1.2%	1.0%
	20.0%	5.5%	5.1%	4.7%	4.2%	3.8%	3.4%	3.0%	2.5%	2.1%	1.9%	1.7%
	22.5%	6.2%	5.8%	5.3%	4.9%	4.5%	4.1%	3.6%	3.2%	2.8%	2.6%	2.4%
	25.0%	6.9%	6.5%	6.0%	5.6%	5.2%	4.8%	4.3%	3.9%	3.5%	3.3%	3.1%
	27.5%	7.6%	7.1%	6.7%	6.3%	5.9%	5.4%	5.0%	4.6%	4.2%	4.0%	3.7%
	30.0%	8.3%	7.8%	7.4%	7.0%	6.6%	6.1%	5.7%	5.3%	4.9%	4.6%	4.4%
	32.5%	8.9%	8.5%	8.1%	7.7%	7.2%	6.8%	6.4%	6.0%	5.5%	5.3%	5.1%
	35.0%	9.6%	9.2%	8.8%	8.4%	7.9%	7.5%	7.1%	6.6%	6.2%	6.0%	5.8%
	37.5%	10.3%	9.9%	9.5%	9.0%	8.6%	8.2%	7.8%	7.3%	6.9%	6.7%	6.5%
	40.0%	11.0%	10.6%	10.2%	9.7%	9.3%	8.9%	8.5%	8.0%	7.6%	7.4%	7.2%

Considerando-se que a carga tributária constante em 25%, a variação do superávit primário de 2,0% para 3,0% do PIB tem o efeito de reduzir o efeito da política fiscal sobre a demanda agregada de 5,2% do PIB para 4,3% do PIB. Por outro lado, mantendo-se o superávit primário constante em 3,0% do PIB, mas elevando-se a carga tributária de 25,0% para 35,0% do PIB, o efeito fiscal sobre a demanda agregada elevaria de 4,3% para 7,1% do PIB, ou seja, uma expansão na contribuição da política fiscal sobre a demanda agregada de 2,8 p.p. do PIB.

As três principais limitações do teste empírico são referentes à exigüidade de dados disponíveis. Em primeiro lugar, não foi possível obter os dados dos governos estaduais e municipais, mas apenas do governo federal. Supondo que os coeficientes para os governos estaduais e municipais sejam iguais, nota-se no gráfico abaixo que boa parte da variância do superávit primário do período de janeiro de 2000 a outubro de 2006 pode ser explicado pelo resultado do governo federal. Dessa forma, grande parte da variação do efeito da política fiscal sobre a demanda agregada pode ser explicada pela política fiscal do governo federal. A política fiscal dos governos estaduais e municipais poderia ter mitigado (pelo menos em parte) o efeito fiscal do governo federal apenas se a arrecadação dos governos estaduais em proporção do PIB tivesse caído nesse período.

#### **Gráfico 7. Necessidade de Financiamento Primário do Setor Público (em % PIB)**



Em segundo lugar, nos dados do governo federal não foi possível obter todas as aberturas desejadas de gastos e despesas do governo central, na medida em que não há dados disponíveis no site do Tesouro Nacional. Por último, a estimação das regressões em GMM com 126 observações também limita as inferências sobre os resultados obtidos na medida em que torna os resultados sensíveis às variáveis instrumentais e *dummies*.

Independente de tais limitações recomenda-se que o efeito da política fiscal sobre o equilíbrio de curto prazo da economia seja examinado melhor. Na medida em que as séries temporais sejam ampliadas, o desenvolvimento de modelos mais sofisticados, como um modelo de equilíbrio geral (por exemplo, um SVAR<sup>14</sup>) certamente discriminará melhor as magnitudes e defasagens dos efeitos diretos e indiretos da política fiscal sobre o equilíbrio de taxa de juros e taxa de câmbio real no regime de metas de inflação do Brasil, ajudando a calibrar a política monetária e desenvolver o debate público sobre a política fiscal.

De qualquer forma, a conclusão preliminar do trabalho é que a expansão do setor público pode ter sido um fator que ajude a explicar a distorção da taxa de juros real no período de 1995 a 2006. Além disso, considerando os atuais patamares de arrecadação (em % do PIB) e superávit primário do setor público consolidado (supondo que os coeficientes dos governos infra-federais sejam iguais aos coeficientes estimados para o governo federal), a política fiscal tem sido expansionista. Nesse sentido, a recomendação é que a redução do tamanho do governo levaria a uma combinação de taxa de juros e taxa de câmbio reais mais saudáveis para a economia brasileira, principalmente se executada através de uma diminuição dos gastos públicos.

<sup>14</sup> “*Structural VAR*”, metodologia de séries de tempo.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAÚJO, A. C. V.; AREOSA, Marta B. M.; GUILLEN, Osmani T. C. **Estimating Potential Output and Output Gap for Brazil**” (Julho de 2004).

ARIDA, Pérsio; BACHA Edmar L.; RESENDE André L. **Credit, Interest and Jurisdictional Uncertainty: Conjectures on the Case of Brazil. Livro: Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003**, Capítulo 8, MIT Press (2005).

ÁZARA, Alexandre de. “Dominância Fiscal e Suas Implicações sobre Política Monetária no Brasil: uma análise do período 1999-2005. Dissertação de Mestrado – FGV-SP – 2006.

BLANCHARD, Olivier. “**Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil**” (Março de 2004), NBER WP #10389. <http://www.nber.org/w10389.pdf>

CHEUNG, Yin-Wong; CHINN, Menzie D.; GARCIA PASCUAL, Antonio. **Empirical Models of the Nineties: Are any fit to survive?** June 2003. <http://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/FXForecast.pdf>

CHINN, Menzie D.; MEREDITH, Guy. **Testing the Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era**. NBER #11077. Junho de 2005.

FREITAS, Paulo S.; MINELLA, Andre; MUINHOS, Marcelo F. e GOLDFAJN, Ilan. “**Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges**” (2002), WPS 53, BCB.

FREITAS, Paulo S. e MUINHOS, Marcelo K. “**A simple model for inflation targeting in Brazil**, WPS 18, BCB, 2001.

FUHRER, JC & MOORE GR. “**Forward-Looking Behavior and the Stability of a Conventional Monetary Policy Rule**”. Journal of Money, Credit, and Banking. 1995.

HALDANE, Andrew G.; BATINI, Nicoleta. “**Forward Looking Rules for Monetary Policy**” (maio de 1998), NBER Working Paper 6543.

HOLLAND, Márcio; SPACOV, Andrei D.; GONÇALVES, Fernando M. “**Can Jurisdictional Uncertainty and Capital Controls Explain the high Level of Real Interest Rates in Brazil?**” Evidence from Panel Data. Trabalho #28 do 33º Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2005.

ISSLER, João V.; PIQUEIRA, Natalia S. “**Estimando a Aversão ao Risco, a Taxa de Desconto Intertemporal, e a Substituidade Intertemporal do Consumo no Brasil Utilizando Três Tipo de Função Utilidade**”. EPGE/FGV. Ensaios Econômicos #424, 2001.

LAURINI, Marcio P. e VIEIRA, Heleno P. “**Inércia Inflacionária: um modelo heterocedástico em Espaço de Estado**” (julho de 2003). XXV Encontro Brasileiro de Econometria.

MINELLA, André; MUINHOS, Marcelo K.; FREITAS, Paulo S. e GOLDFAJN, Ilan. **“Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility Under Exchange Rate Volatility”** (julho de 2003), WPS 77, BCB.

MUINHOS, Marcelo K.; NAKANE, Marcio I. **“Comparing Equilibrium Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates”** (Março de 2006), WPS 101, BCB.

PASTORE, Afonso C. **“As Letras Financeiras do Tesouro e a eficácia da política monetária”**. (2006) em Bacha, E. E Oliveira, L.C. (org): Mercado de Capitais e Dívida Pública: tributação, indexação e alongamento. IEPE/CdG, ANBID, Rio de Janeiro.

SARGENT, Thomas J.; WALLACE, Neil. **“Some unpleasant monetarist arithmetic”** (1981). Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis (v.5).

SIMS, C. A. **“Limits to Inflation Targeting”**, Março de 2003.

STONE, Mark. **“Inflation Targeting Lite”**, IMF Working Paper, WP/03/12, Janeiro de 2003.

WOODFORD, Michael. **“Interest & Prices”**. Princeton, 2003.

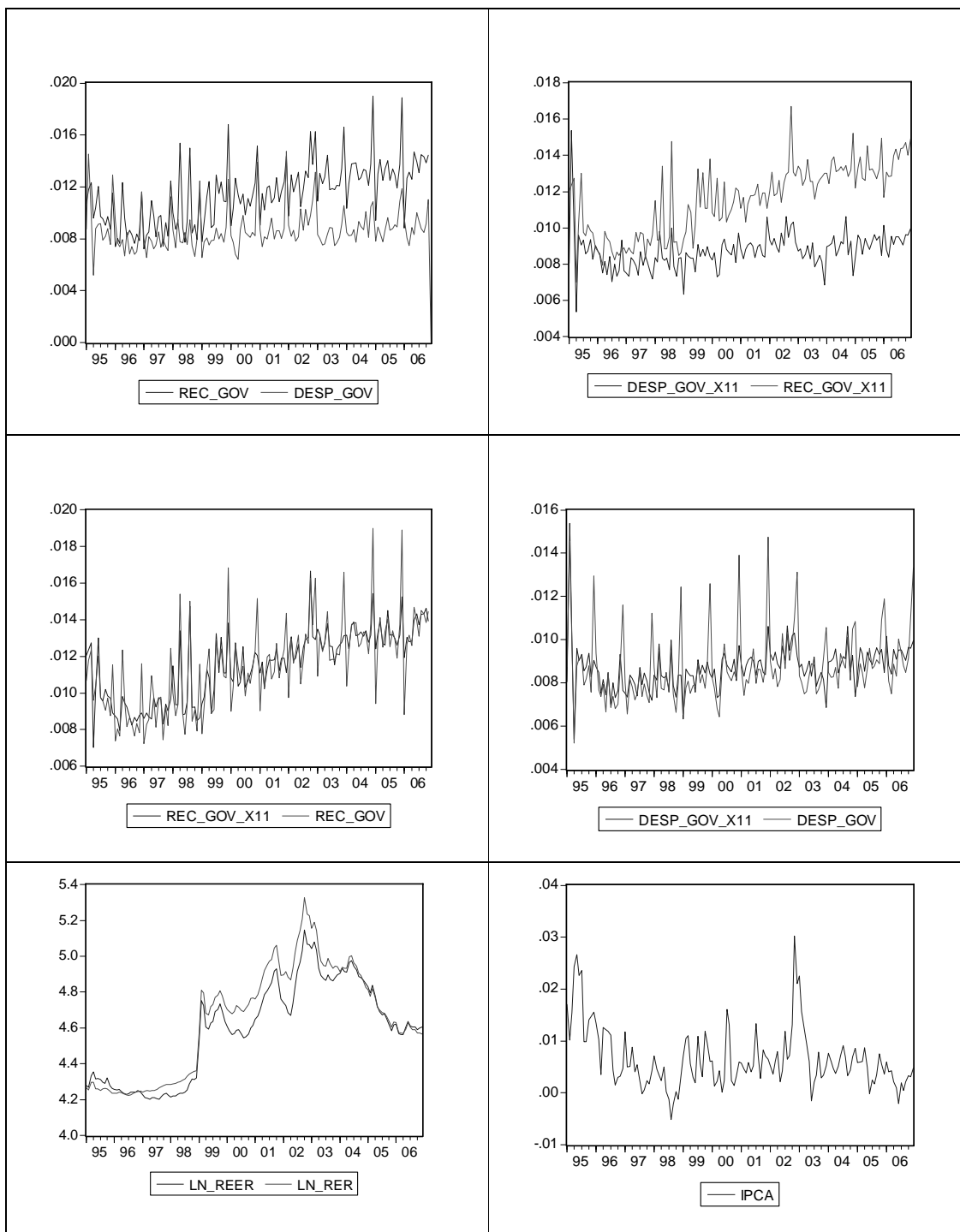
## **ANEXOS**

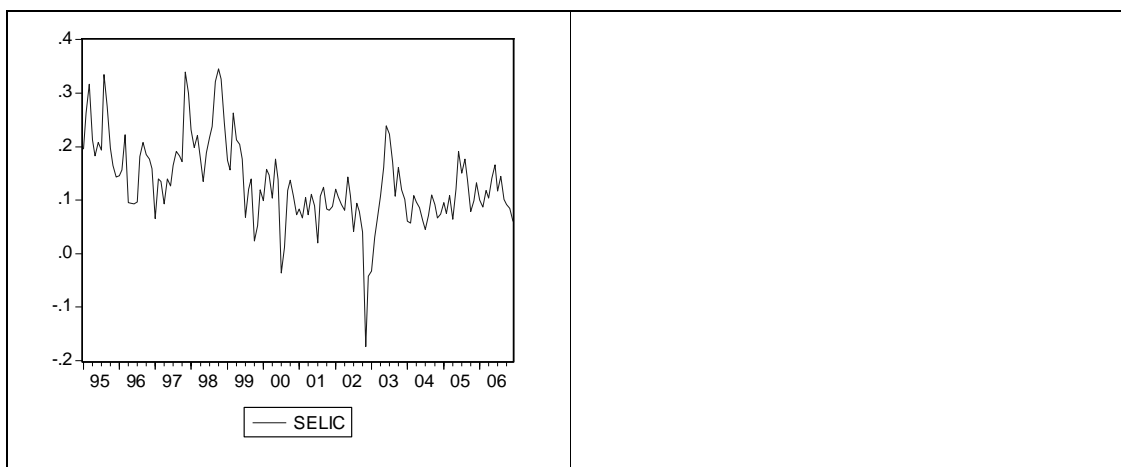
## ANEXO I – TABELAS E GRÁFICOS

## Gráficos

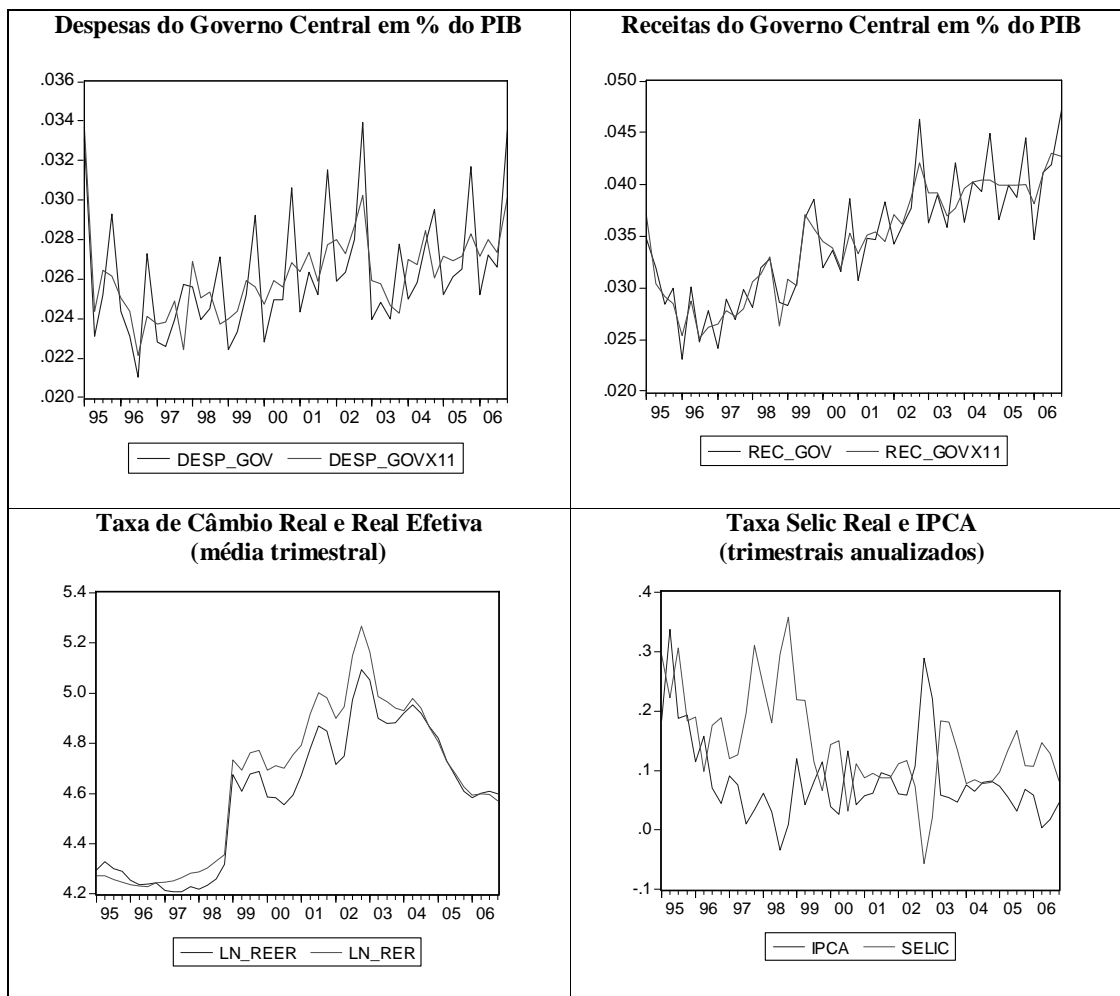
## Dados

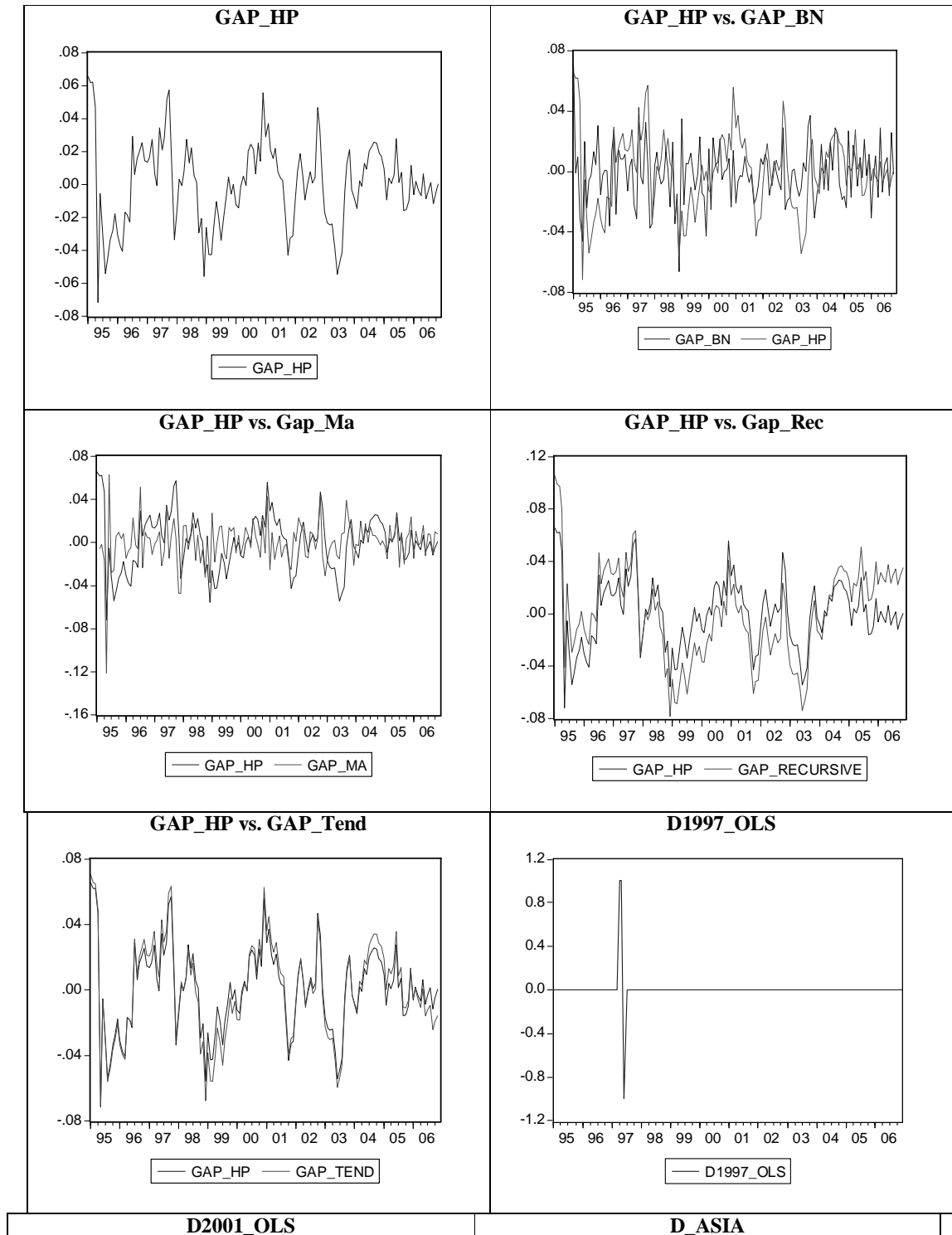
## Mensais

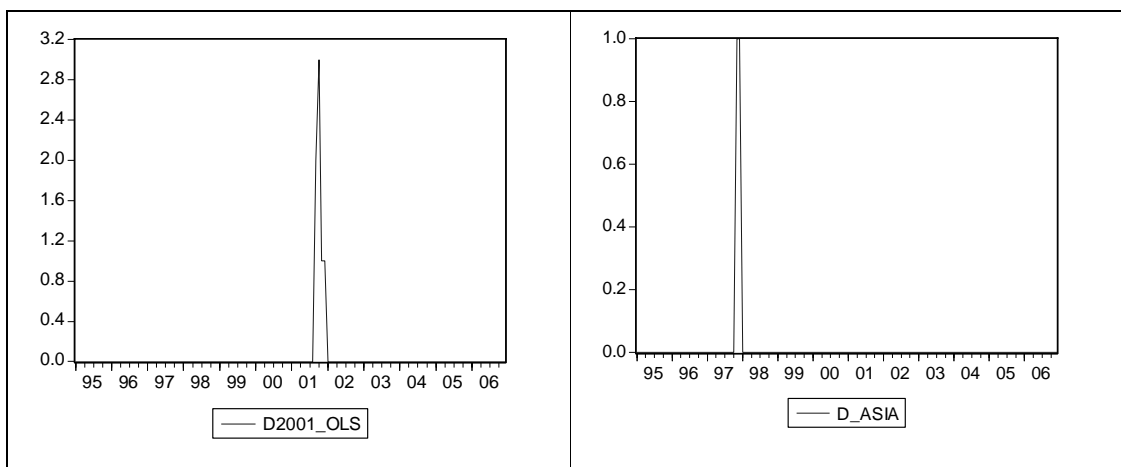




## Trimestrais

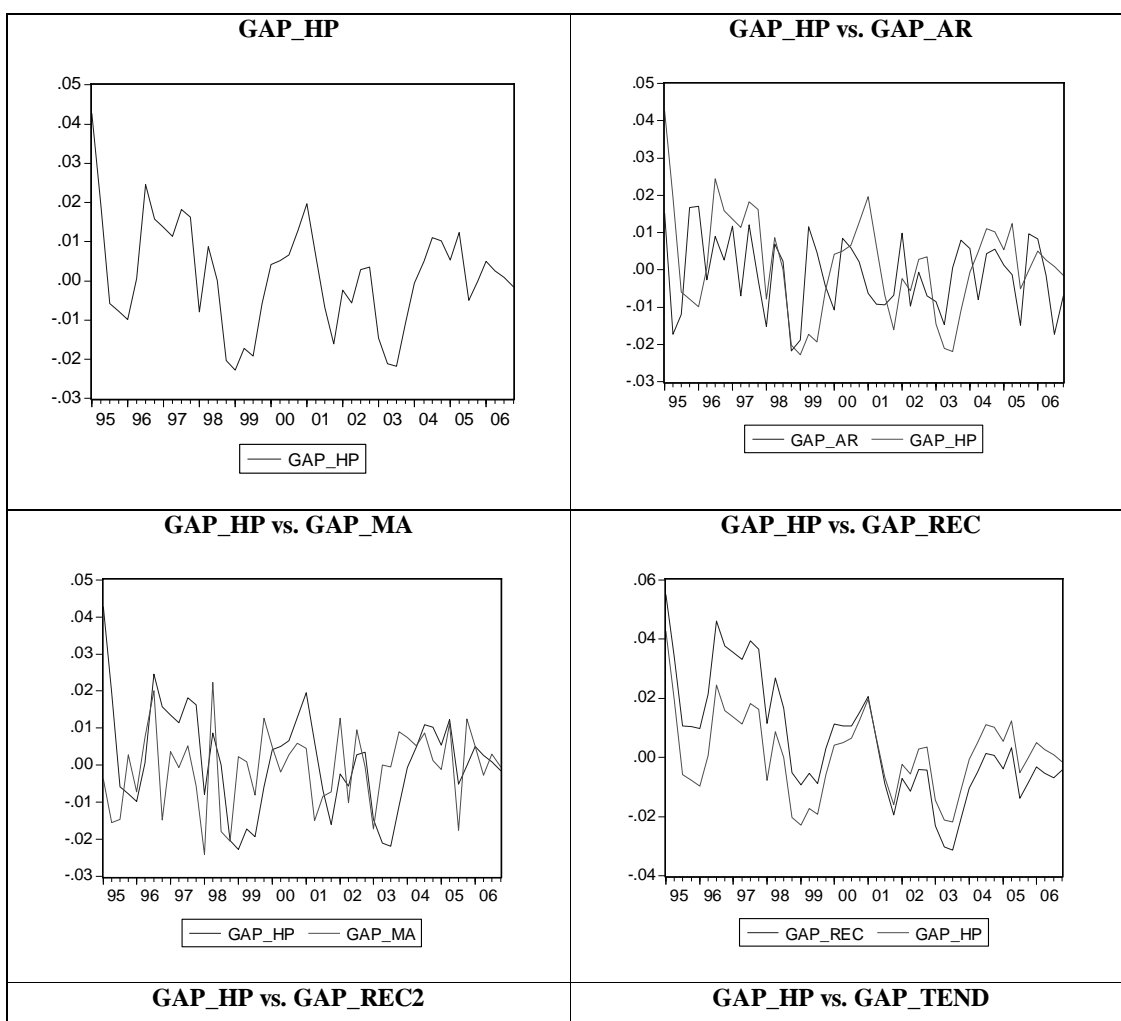


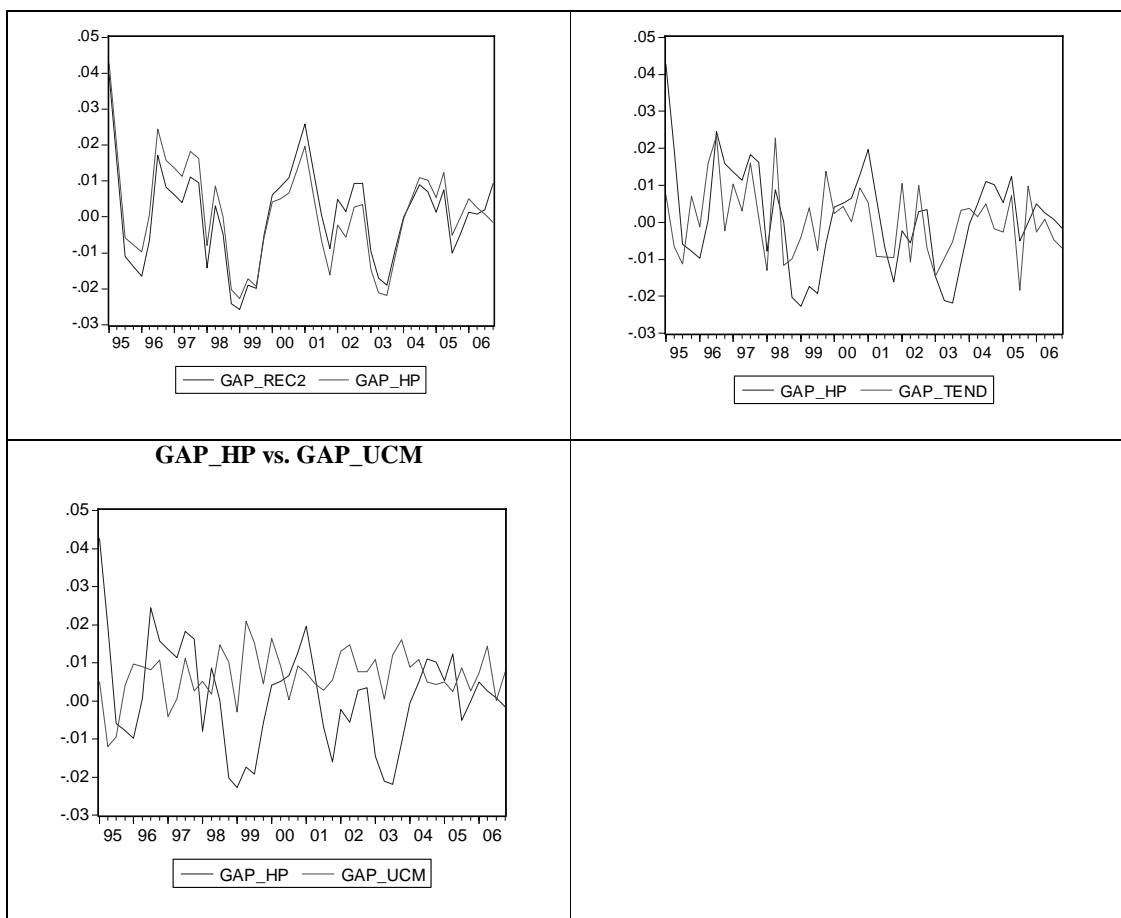
**GAP****Mensal**



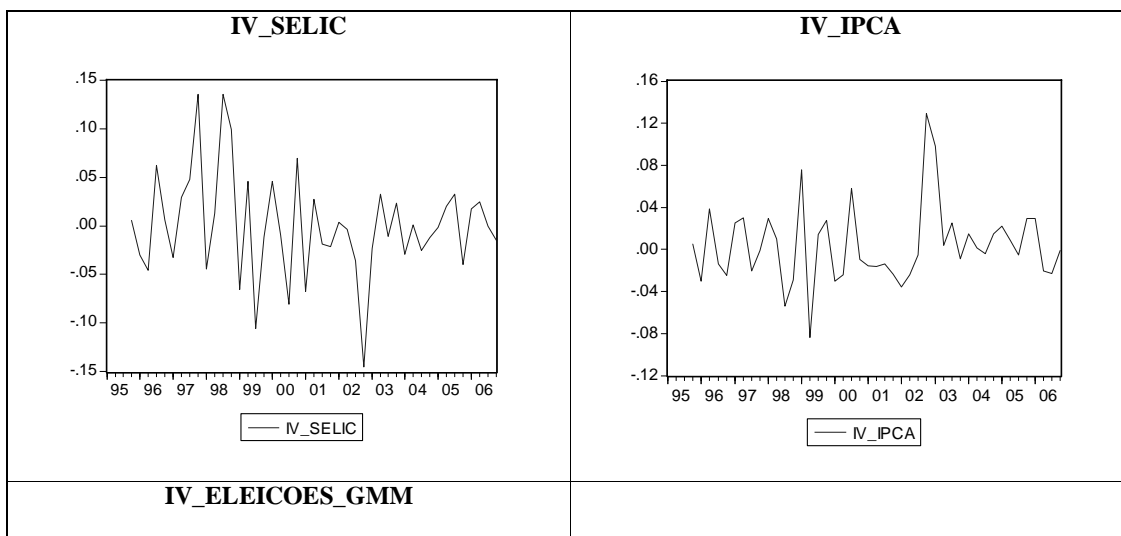
## Trimestral

### Variáveis Explicativas

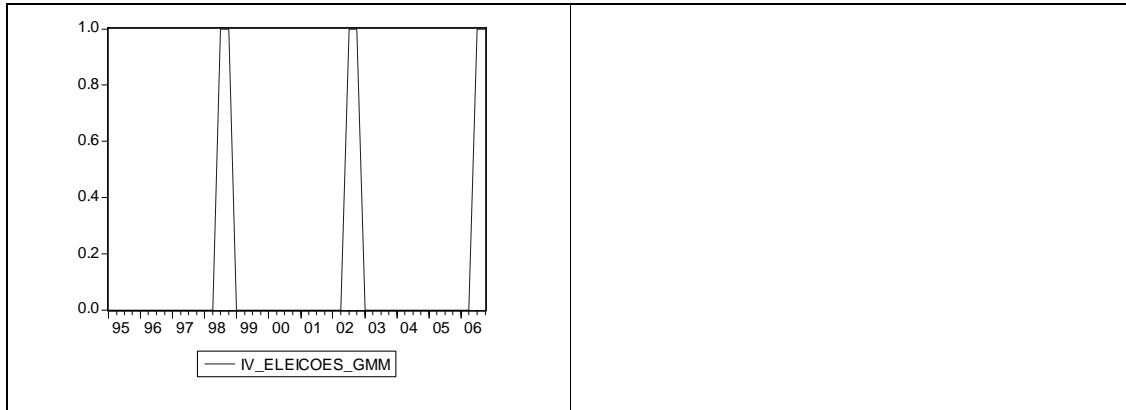




## Variáveis Instrumentais







## Tabelas

### Resultados Empíricos

#### Mensais

#### OLS

Estimativas em OLS (mensal)										
Amostra	1995M04:2006M11		1995M04:2006M11		1995M04:2006M11		1995M04:2006M11		1995M04:2006M11	
Variável Dependente	GAP_BN		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_TEND	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes										
C	-0.001	95.8%	0.032	14.0%	-0.001	94.2%	0.018	45.9%	0.029	21.0%
SELIC(-1)	-0.035	8.8%	-0.146	0.0%	-0.054	0.7%	-0.124	1.0%	-0.145	0.1%
IPCA(-1)	-0.652	0.6%	-2.062	0.0%	-0.989	0.0%	-1.904	0.3%	-2.087	0.0%
DESP_GOV_X11(-1)	3.738	4.4%	3.733	1.6%	6.140	0.1%	4.251	0.4%	3.925	1.1%
REC_GOV_X11(-2)	-2.050	1.5%	-2.865	0.4%	-3.238	0.0%	-2.495	1.6%	-2.793	0.7%
D1997_OLS	-0.032	0.1%	-0.016	4.4%	-0.023	2.0%	-0.016	3.4%	-0.016	4.2%
D_ASIA	-0.035	0.2%	-0.027	3.8%	-0.048	0.0%	-0.031	1.8%	-0.029	2.8%
D2001_OLS	-0.007	8.4%	-0.013	1.7%	-0.008	4.1%	-0.013	2.8%	-0.012	3.3%
AR(1)	-0.186	3.4%	0.614	0.0%	-0.215	1.3%	0.823	0.0%	0.726	0.0%
R-squared	22.5%		60.4%		33.1%		90.6%		67.8%	
Adjusted R-squared	17.7%		58.0%		29.0%		88.2%		65.9%	
Durbin-Watson stat	1.97		2.17		1.97		2.02		2.23	
Prob(F-statistic)	0.0%		0.0%		0.0%		0.0%		0.0%	
Prop. Marginal Consumir	54.8%		76.7%		52.7%		58.7%		71.1%	

#### GMM

Estimativas GMM (mensal)										
Amostra	1997M1:2006M11		1997M1:2006M11		1997M1:2006M11		1997M1:2006M11		1997M1:2006M11	
Variável Dependente	GAP_AR		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_TEND	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes										
C	-0.030	27.8%	-0.098	0.9%	-0.041	19.0%	-0.347	0.1%	-0.246	0.0%
SELIC(-1)	0.033	12.7%	-0.227	0.0%	0.036	28.5%	-0.176	0.1%	-0.211	0.0%
IPCA(-1)	0.670	21.8%	-3.238	0.0%	0.186	59.6%	-2.282	0.2%	-2.884	0.0%
LN_RER(-12)	0.007	32.8%	0.033	0.0%	0.005	33.1%	0.067	2.4%	0.064	0.0%
LN_RER(-12)*D_REG_CAMBIO	-0.001	50.4%	-0.006	0.0%	0.000	50.9%	-0.012	1.9%	-0.010	0.0%
DESP_GOV_X11(-2)	-2.379	31.2%	5.739	2.9%	6.144	11.2%	7.108	4.6%	6.365	2.9%
DESP_GOV_X11(-3)	-0.499	70.6%	3.067	1.6%	-2.741	6.4%	3.280	11.7%	3.952	0.6%
REC_GOV_X11(-4)	1.813	22.6%	-3.478	2.2%	-4.464	0.2%	1.079	61.6%	-3.247	5.0%
REC_GOV_X11(-5)	-0.225	77.6%	-1.798	3.7%	2.940	0.1%	0.420	76.2%	-2.171	4.5%
D_2003_GMM	-0.004	13.3%	-0.015	0.0%	-0.002	49.9%	0.022	9.1%	-0.011	0.1%
AR(1)	-0.292	0.0%	0.387	0.0%	-0.142	14.5%	0.795	0.0%	0.551	0.0%
AR(12)	0.567	0.0%	-0.287	0.0%	-0.241	0.0%	-0.058	5.8%	-0.219	0.0%
R-squared	15.6%		65.3%		0.8%		65.8%		69.8%	
Adjusted R-squared	6.9%		61.7%		-9.4%		62.3%		66.7%	
Durbin-Watson stat	1.69		1.77		1.76		2.00		1.84	
Prob(J-statistic)	7.5%		4.1%		7.3%		5.0%		3.8%	
Lista de Instrumentos: IV_IPCA(-1); IV_SELIC(-1)										
Prop. Marginal a Consumir	55.2%		59.9%		44.8%		-14.4%		52.5%	

## Trimestrais

### OLS

Amostra	1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_AR		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_REC2		GAP_TEND		GAP_UCM	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes														
C	-0.093	20.3%	0.005	93.4%	-0.066	19.2%	0.157	1.1%	-0.019	73.8%	-0.015	69.9%	-0.037	21.3%
SELIC	-0.018	58.8%	-0.024	50.6%	0.005	88.9%	-0.002	96.0%	-0.049	20.6%	-0.004	89.1%	0.000	98.9%
IPCA	-0.094	1.4%	-0.057	14.1%	-0.023	52.2%	-0.025	54.4%	-0.076	6.4%	-0.032	24.0%	-0.029	13.7%
LN_REER(-1)	0.022	10.4%	0.000	98.3%	0.019	8.8%	-0.024	8.3%	0.004	75.0%	0.014	9.5%	0.014	2.7%
DESP_GOVX11(-1)	1.095	33.3%	1.571	20.7%	0.621	57.2%	0.736	59.0%	1.676	17.4%	0.400	63.7%	-0.050	94.6%
REC_GOVX11(-2)	-0.882	12.7%	-0.968	6.0%	-0.951	9.1%	-1.616	0.5%	-0.810	12.0%	-1.526	0.1%	-0.493	10.3%
D_ASIA_OLS	-0.013	7.4%	-0.014	7.4%	-0.024	1.7%	-0.018	4.0%	-0.013	9.5%	-0.020	1.1%	-0.007	17.4%
D_1998_OLS	-0.009	8.1%	-0.006	21.8%	-0.016	1.0%	-0.006	26.5%	-0.006	30.2%	-0.013	0.7%	0.004	29.5%
D_1999_OLS	-0.003	65.7%	-0.010	15.4%	-0.012	6.3%	-0.008	33.0%	-0.011	12.7%	-0.015	0.3%	0.007	7.6%
D_2001_OLS	-0.016	0.7%	-0.015	2.2%	-0.019	0.1%	-0.015	3.2%	-0.013	5.8%	-0.018	0.0%	-0.004	28.4%
D_LULA_OLS	-0.009	19.3%	-0.017	4.0%	-0.020	2.3%	-0.013	15.4%	-0.017	4.6%	-0.017	1.1%	0.002	77.3%
AR(1)	0.103	52.6%	0.674	0.0%	-0.321	10.0%	0.678	0.0%	0.638	0.0%	-0.464	1.0%	-0.165	33.8%
AR(4)	0.549	0.2%	-0.125	37.8%	-0.040	82.9%	-0.184	21.0%	-0.087	54.3%	-0.098	55.0%	-0.447	1.8%
R-squared	52.7%		75.4%		61.1%		87.4%		72.3%		70.6%		48.2%	
Adjusted R-squared	33.1%		65.2%		44.9%		82.2%		60.9%		58.4%		26.8%	
Durbin-Watson stat	2.20		1.55		2.18		1.61		1.51		2.17		2.21	
Prob(F-statistic)	1.5%		0.0%		0.2%		0.0%		0.0%		0.0%		3.6%	

Amostra	1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_AR		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_REC2		GAP_TEND		GAP_UCM	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes														
C	-0.093	20.3%	0.005	93.4%	-0.066	19.2%	0.157	1.1%	-0.019	73.8%	-0.015	69.9%	-0.037	21.3%
SELIC	-0.018	58.8%	-0.024	50.6%	0.005	88.9%	-0.002	96.0%	-0.049	20.6%	-0.004	89.1%	0.000	98.9%
IPCA	-0.094	1.4%	-0.057	14.1%	-0.023	52.2%	-0.025	54.4%	-0.076	6.4%	-0.032	24.0%	-0.029	13.7%
DESP_GOVX11(-1)	1.095	33.3%	1.571	20.7%	0.621	57.2%	0.736	59.0%	1.676	17.4%	0.400	63.7%	-0.050	94.6%
REC_GOVX11(-2)	-0.882	12.7%	-0.968	6.0%	-0.951	9.1%	-1.616	0.5%	-0.810	12.0%	-1.526	0.1%	-0.493	10.3%
D_ASIA_OLS	-0.013	7.4%	-0.014	7.4%	-0.024	1.7%	-0.018	4.0%	-0.013	9.5%	-0.020	1.1%	-0.007	17.4%
D_1998_OLS	-0.009	8.1%	-0.006	21.8%	-0.016	1.0%	-0.006	26.5%	-0.006	30.2%	-0.013	0.7%	0.004	29.5%
D_1999_OLS	-0.003	65.7%	-0.010	15.4%	-0.012	6.3%	-0.008	33.0%	-0.011	12.7%	-0.015	0.3%	0.007	7.6%
D_2001_OLS	-0.016	0.7%	-0.015	2.2%	-0.019	0.1%	-0.015	3.2%	-0.013	5.8%	-0.018	0.0%	-0.004	28.4%
D_LULA_OLS	-0.009	19.3%	-0.017	4.0%	-0.020	2.3%	-0.013	15.4%	-0.017	4.6%	-0.017	1.1%	0.002	77.3%
AR(1)	0.103	52.6%	0.674	0.0%	-0.321	10.0%	0.678	0.0%	0.638	0.0%	-0.464	1.0%	-0.165	33.8%
AR(4)	0.549	0.2%	-0.125	37.8%	-0.040	82.9%	-0.184	21.0%	-0.087	54.3%	-0.098	55.0%	-0.447	1.8%
R-squared	52.7%		75.4%		61.1%		87.4%		72.3%		70.6%		48.2%	
Adjusted R-squared	33.1%		65.2%		44.9%		82.2%		60.9%		58.4%		26.8%	
Durbin-Watson stat	2.20		1.55		2.18		1.61		1.51		2.17		2.21	
Prob(F-statistic)	1.5%		0.0%		0.2%		0.0%		0.0%		0.0%		3.6%	

Amostra	1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4		1996Q3:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_AR		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_REC2		GAP_TEND		GAP_UCM	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes														
C	0.025	38.7%	0.045	5.0%	-0.015	58.9%	0.049	17.0%	0.031	21.0%	0.032	0.2%	0.029	15.7%
SELIC (-1)	-0.019	51.0%	-0.186	0.0%	0.007	80.6%	-0.193	0.0%	-0.187	0.0%	-0.028	0.1%	0.005	79.7%
IPCA (-1)	-0.020	69.5%	-0.138	0.0%	0.090	3.3%	-0.143	0.0%	-0.145	0.0%	0.064	62.7%	0.027	33.2%
LN_REER(-1)*D_CAMBIO(-1)	0.001	38.0%	-0.003	0.0%	0.000	72.4%	-0.004	0.3%	-0.002	3.2%	-0.001	71.7%	0.002	0.1%
DESP_GOVX11(-1)	-0.314	75.5%	1.201	8.2%	-0.115	91.5%	1.110	10.8%	1.400	5.6%	-0.796	37.8%	-0.671	35.5%
REC_GOVX11	-0.527	26.2%	-0.774	1.7%	0.351	40.0%	-0.973	3.1%	-0.628	6.8%	-0.197	16.1%	-0.419	11.3%
D_1998_OLS	-0.007	22.8%	-0.013	0.1%	-0.009	8.4%	-0.012	0.1%	-0.013	0.1%	-0.006	3.8%	0.009	0.8%
D_2001_OLS	-0.011	5.6%	-0.017	0.0%	-0.013	1.0%	-0.018	0.0%	-0.014	0.3%	-0.013	0.1%	-0.005	14.3%
D_LULA_OLS	-0.009	44.4%	-0.018	0.9%	-0.034	0.2%	-0.017	1.0%	-0.017	1.9%	-0.033	0.1%	-0.002	80.1%
AR(1)	-0.022	90.0%	0.375	4.2%	-0.476	0.6%	0.567	0.0%	0.454	1.0%	-0.654	0.0%	-0.110	53.4%
AR(4)	0.378	3.0%	0.148	21.7%	-0.184	15.5%	0.309	0.5%	0.139	23.5%	-0.212	0.0%	-0.254	16.8%
R-squared	36.1%		87.0%		42.6%		93.8%		84.9%		66.2%		39.7%	
Adjusted R-squared	15.5%		83.0%		28.2%		91.8%		80.0%		55.3%		20.2%	
Durbin-Watson stat	2.01		1.78		2.23		2.03		1.72		2.23		2.20	
Prob(F-statistic)	11.3%		0.0%		1.0%		0.0%		0.0%		0.0%		6.3%	

Amostra	1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_AR		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_REC2		GAP_TEND		GAP_UCM	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes														
C	0.007	0.2%	0.061	0.2%	0.019	44.1%	0.101	0.0%	0.036	15.1%	0.054	0.2%	0.031	9.7%
SELIC (-1)	-0.005	0.0%	-0.203	0.0%	-0.034	11.7%	-0.162	0.0%	-0.160	0.0%	-0.056	0.1%	-0.008	65.2%
IPCA (-1)	0.001	0.0%	-0.161	0.0%	-0.013	59.2%	-0.100	0.1%	-0.116	0.0%	-0.009	62.7%	-0.007	69.7%
LN_REER(-1)*D_CAMBIO(-1)	0.002	0.0%	-0.300	0.0%	0.001	55.7%	-0.005	0.0%	-0.001	30.5%	0.000	71.7%	0.002	1.8%
DESP_GOVX11(-1)	1.463	12.7%	1.085	12.7%	-0.027	83.0%	0.715	36.9%	1.098	12.9%	-0.809	37.8%	-0.377	61.4%
REC_GOVX11	-1.419	0.4%	-0.995	0.4%	-0.167	76.4%	-1.860	0.0%	-0.796	4.3%	-0.590	16.1%	-0.548	13.3%
D_1998_OLS	-0.010	0.0%	-0.017	0.0%	-0.011	4.6%	-0.017	0.1%	-0.015	0.1%	-0.008	3.8%	0.007	8.9%
D_2001_OLS	-0.016	0.0%	-0.019	0.0%	-0.015	0.9%	-0.020	0.1%	-0.015	0.5%	-0.014	0.1%	-0.005	24.1%
D_LULA_OLS	-0.014	0.0%	-0.020	0.0%	-0.016	6.1%	-0.028	0.1%	-0.020	0.6%	-0.022	0.1%	0.001	88.5%
AR(1)	0.039	61.7%	0.076	61.7%	-0.399	1.9%	0.380	2.2%	0.513	0.1%	-0.584	0.0%	0.048	78.3%
R-squared	28.7%		87.0%		42.6%		90.6%		81.6%		58.2%		25.3%	
Adjusted R-squared	10.9%		83.5%		28.2%		88.2%		77.0%		47.7%		6.6%	
Durbin-Watson stat	2.13		1.48		2.23		2.02		1.88		2.10		0.02	
Prob(F-statistic)	14.9%		0.0%		1.0%		0.0%		0.0%		0.0%		24.6%	

## GMM

Amostra	1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4		1996Q1:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_AR		GAP_HP		GAP_MA		GAP_REC		GAP_REC2		GAP_TEND		GAP_UCM	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
Variáveis Independentes														
C	-0.022	18.6%	0.050	0.0%	-0.049	10.7%	0.078	0.0%	-0.009	57.3%	-0.045	11.3%	0.059	0.3%
SELIC(-1)	0.075	0.0%	-0.191	0.0%	0.079	1.3%	-0.161	0.0%	-0.146	0.0%	0.008	65.9%	0.052	0.0%
IPCA(-1)	-0.059	0.2%	-0.223	0.0%	0.053	0.4%	-0.224	0.0%	-0.133	0.0%	0.144	0.0%	0.050	0.2%
DESP_GOVX11(-1)	0.982	25.2%	2.348	0.0%	-0.971	46.7%	4.492	0.0%	3.195	0.1%	2.423	4.4%	-3.824	0.0%
REC_GOVX11(-1)	-0.161	42.5%	-1.904	0.0%	1.664	0.6%	-4.356	0.0%	-1.235	0.1%	-0.746	0.5%	1.076	0.0%
D_1996_GMM	0.004	3.9%	0.033	0.0%	0.035	6.3%	0.044	0.0%	0.019	0.0%	-0.006	36.1%	0.000	95.6%
D_1998_GMM	0.030	0.0%	0.012	0.0%	0.014	0.0%	0.018	0.0%	0.008	0.0%	0.015	1.7%	-0.006	1.6%
D_ELETRICO_GMM	-0.006	0.4%	-0.020	0.0%	-0.029	2.4%	-0.025	0.0%	-0.009	0.0%	-0.011	0.0%	0.002	28.8%
AR(1)	-0.752	0.0%	0.301	0.1%	-0.240	0.1%	0.167	8.4%	0.139	37.5%	0.097	10.9%	-0.246	1.0%
AR(4)	-0.078	23.7%	-0.064	11.8%	-0.340	0.1%	-0.114	1.2%	-0.040	61.4%	-0.158	0.0%	-0.068	38.3%
R-squared	-485.5%		76.9%		-219.2%		76.7%		76.1%		-64.4%		-104.7%	
Adjusted R-squared	-645.1%		70.6%		-306.3%		70.4%		69.6%		-109.2%		-160.6%	
Durbin-Watson stat	0.96		2.21		0.67		2.12		1.39		1.51		1.34	
Prob(Estatística-J)	11.5%		9.1%		11.3%		15.0%		14.7%		11.8%		11.5%	
Lista de Instrumentos: IV_ELEICOES_GMM(-2), IV_SELIC, IV_IPCA														


## Juros Real Ex-Ante

Mensal								
Amostra	2000m8:2006m11		2000m8:2006m11		2000m8:2006m11		2000m8:2006m11	
Variável Dependente	GAP_HP		GAP_REC		GAP_TEND		Média	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
C	0,103	0,00%	0,098	0,21%	0,129	0,02%	0,110	ND
IPCA(-1)	-2,248	2,30%	-2,617	0,94%	2,188	4,18%	-0,893	ND
SELIC(-1)	-0,215	1,30%	-0,153	8,31%	-0,208	2,71%	-0,192	ND
PRE12M_REAL(-8)	-0,202	1,04%	-0,535	0,00%	-0,292	0,17%	-0,343	
DESP_GOV_X11(-2)	4,267	4,40%	4,361	4,60%	3,973	7,50%	4,200	ND
REC_GOV_X11(-3)	-5,838	0,00%	-2,137	17,01%	-6,724	0,01%	-4,900	ND
D2001_OLS	-0,025	0,00%	-0,037	0,00%	-0,024	0,01%	-0,029	ND
D2003_OLS	-0,017	5,59%	-0,031	0,10%	-0,018	6,84%	-0,022	ND
MA(1)	0,408	0,07%	0,371	0,25%	0,524	0,00%	0,434	
R-squared	68,7%		84,8%		70,3%		ND	
Adjusted R-squared	65,0%		82,9%		66,7%		ND	
Durbin-Watson stat	1,92		1,90		1,80		ND	
Prob(F-statistic)	0,0%		0,0%		0,0%		ND	
Prop. Marginal a Consumir	136,8%		49,0%		169,2%		116,6%	

Trimestral								
Amostra	2000Q3:2006Q4		2000Q3:2006Q4		2000Q3:2006Q4		2000Q3:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_HP		GAP_REC		GAP_REC2		Média	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
C	0,030	17,11%	0,053	4,68%	0,034	21,67%	0,039	ND
DESP_GOVX11(-1)	4,371	0,01%	5,221	0,01%	4,763	0,03%	4,785	ND
REC_GOVX11(-1)	-2,790	0,00%	-4,051	0,00%	-3,316	0,00%	-3,386	ND
D_2001_OLS	-0,016	0,02%	-0,016	0,01%	-0,012	1,32%	-0,015	ND
PRE12M_REAL(-2)	-0,298	0,00%	-0,329	0,00%	-0,242	0,00%	-0,289	ND
R-squared	82,2%		82,2%		71,6%		71,6%	
Adjusted R-squared	78,8%		78,9%		0,7%		0,7%	
Durbin-Watson stat	2,05		2,06		1,69		1,69	
Prob(F-statistic)	0,0%		0,0%		0,0%		0,0%	
Prop. Marginal a Consumir	63,8%		77,6%		69,6%		70,8%	

Amostra	2000Q3:2006Q4		2000Q3:2006Q4		2000Q3:2006Q4		2000Q3:2006Q4	
Variável Dependente	GAP_HP		GAP_REC		GAP_REC2		Média	
	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t	Coef.	Prob. t
C	0,017	75,13%	0,143	2,49%	0,121	7,09%	0,094	ND
DESP_GOVX11(-1)	4,515	0,01%	4,218	0,02%	3,797	0,63%	4,177	ND
REC_GOVX11(-1)	-2,848	0,00%	-3,646	0,00%	-2,925	0,01%	-3,140	ND
D_2001_OLS	-0,158	0,09%	-0,019	0,01%	-0,015	0,50%	-0,064	ND
PRE12M_REAL(-2)	-0,298	0,00%	-0,319	0,00%	-0,233	0,00%	-0,283	ND
LN_REER(-4)	0,024	79,18%	-0,017	11,01%	-0,016	14,83%	-0,003	ND
R-squared	82,2%		84,4%		74,5%		71,6%	
Adjusted R-squared	77,8%		80,5%		68,1%		67,7%	
Durbin-Watson stat	2,10		2,07		1,67		1,69	
Prob(F-statistic)	0,0%		0,0%		0,0%		0,0%	
Prop. Marginal a Consumir	63,1%		86,4%		77,0%		75,2%	

## Execução Financeira do Tesouro Nacional

<b>Execução Financeira do Tesouro Nacional</b>	
	
<b>FLUXO FISCAL</b>	
<b>I. RECEITAS</b>	
I.1 - Recolhimento Bruto	
I.2 - (-) Incentivos Fiscais	
I.3 - Outras Operações Oficiais de Crédito	
I.4 - Receita das Operações de Crédito	
I.5 - Receita do Salário Educação	
I.6 - Arrecadação Líquida da Previdência Social	
I.6 - Remuneração de Disponibilidades - BB	
<b>II. DESPESAS</b>	
<b>II.1 - Liberações Vinculadas</b>	
II.1.1 - Transferências a Fundos Constitucionais	
II.1.2 - Demais transferências a Estados e Municípios	
II.1.3 - Transferência da Lei Complementar 87	
II.1.4 - Outras Vinculações	
<b>II.2 - Liberações Ordinárias</b>	
II.2.1 - Pessoal e Encargos Sociais	
II.2.2 - Encargos da Dívida Contratual	
i) Dívida Contratual Interna	
ii) Dívida Contratual Externa	
II.2.3 - Encargos da DPMF - Mercado	
II.2.4 - Benefícios Previdenciários	
II.2.5 - Custeio e Investimento	
II.2.6 - Operações Oficiais de Crédito	
II.2.7 - Restos a Pagar	

## ANEXO II – PIB POTENCIAL

Seguindo as metodologias propostas por Vasconcellos et all (2004), o trabalho utiliza cinco técnicas econométricas para o cálculo do produto potencial:

### 1) Tendência Determinística (gap\_tend)

O primeiro método assume que a tendência (em logaritmo) do produto é bem aproximada por uma função determinística do tempo. A tendência linear é o modelo mais simples de tendência linear, que assume que o produto pode ser decomposto em um componente cíclico e um componente de tendência (cuja variável é o tempo). Dessa forma, temos que  $y_t = \alpha + \beta t + c_t$ , em que  $y_t$  é a medida de produto escolhida (em logaritmo) e  $c_t$  é o componente cíclico, ou o desvio do produto no período t em relação ao produto potencial.

### 2) Médias Móveis (gap\_ma)

O método de médias móveis assume que o logaritmo do produto pode ser decomposto em um componente de tendência,  $\tau_t$ , e um componente cíclico  $c_t$ , tal que  $y_t = \tau_t + c_t$  e

$$\tau_t = (y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3}) / 4.$$

### 3) Filtro HP (Hodrick-Prescott) (gap\_hp)

O filtro Hodrick-Prescott (1997), comumente chamado filtro HP, é um procedimento de suavização que tornou-se bastante popular, por causa da flexibilidade de acompanhar mudanças na tendência do crescimento do produto. A tendência do produto (ou produto potencial),  $y_t^g$ , é derivada pelo filtro HP através a minimização da somatória de dois fatores: (i) desvio ao quadrado do produto,  $y_t$ , em relação à tendência do produto  $y_t^g$ ; e (ii) a taxa de mudança da tendência de crescimento do produto para toda a amostra de T observações. Formalmente, o filtro HP é dado por:

$$\{y_t^g\} = \arg \min \sum_{t=1}^T (y_t^g - y_t)^2 + \lambda \cdot \sum_{t=1}^{T-1} [(y_{t+1}^g - y_t^g) - (y_t^g - y_{t-1}^g)]^2$$

A partir da medida de tendência do PIB, obtém-se o desvio do produto potencial da seguinte forma:

$$\{y_t^c\}_{t=1}^T = \{y_t - y_t^g\}_{t=1}^T$$

Note que  $\lambda$  é o parâmetro de suavização da série, que penaliza as mudanças de tendência do produto. Quanto maior for  $\lambda$ , mais suave (linear) será a série e, portanto, maior será a variação do desvio do produto potencial. Para dados trimestrais Hodrick e Prescott propõem que  $\lambda$  seja 1600 (que é o valor utilizado no trabalho). Para dados mensais, utilizou-se o valor 8000.

#### 4) Decomposição de Beveridge-Nelson (gap\_bn)

A decomposição de Beveridge e Nelson é um método de remoção da tendência usando componentes não observados. O modelo assume que o produto contém componentes permanentes e temporários, consistindo num movimento aleatório com tendência e um processo autorregressivo estacionário.

Beveridge e Nelson (1981) consideram o caso em que  $y_t$  é uma série ARIMA(p,1,q), que pode ser decomposta em um componente cíclico e outro de tendência. Por simplicidade, podemos assumir que todos os componentes determinísticos pertencem ao componente de tendência e foram removidos da série. Dado que a primeira diferença da série é estacionária, ela tem uma representação de médias móveis (MA) infinita, da seguinte forma:

$\Delta y_t = \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_{t-2} + \Lambda = \xi_t$ , em que  $\varepsilon$  é supostamente as inovações da seqüência. A diferença da série nos próximos  $s$  período é igual a:

$$y_{t+s} - y_t = \sum_{j=1}^s \Delta y_{t+j} = \sum_{j=1}^s \xi_{t+j}$$

A tendência é definida como:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} E_t y_{t+s} = y_t + \lim_{s \rightarrow \infty} E_t \left[ \sum_{j=1}^s \xi_{t+j} \right]$$

Dado que mudanças na tendência não são previsíveis, então a série pode ser decomposta em um componente aleatório e outro cíclico, tal que:  $y_t = \tau_t + c_t$ , em que  $\tau_t = \tau_{t-1} + \xi_t$  é a tendência e  $\xi_t$  é o ruído branco.

### 5) Modelo de Componentes não Observáveis (gap\_ucm)

Os modelos de componentes não observáveis tentam especificar as propriedades da série de produto e usar o resultado para identificar o componente cíclico e o componente de tendência. O modelo mais simples de componentes não observáveis é o Modelo do Nível Local, em que:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \eta_t \\ \varepsilon_t &\sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \eta_t &\sim iidN(0, \sigma_\eta^2) \\ E_t[\eta_t, \varepsilon_s] &= 0, \forall t, \forall s \end{aligned}$$

Com relação ao modelo de componentes não observáveis, utilizaremos um modelo levemente modificado em relação a esse. Sabendo-se que o produto é uma variável integrada e que a taxa de crescimento do PIB tem um carregamento, ou seja, que a taxa de crescimento do produto em t-1 influencia a taxa de crescimento do PIB em t, então ao invés de utilizarmos um modelo de tendência determinística simples, modelaremos a tendência a partir dos desvios do crescimento em relação à média. Dessa forma, teremos o seguinte modelo em dois estágios, em que modelamos no primeiro estágio a tendência através de modelo de médias móveis, de modo que os desvios da taxa de crescimento nos últimos períodos afetem a tendência de crescimento. No segundo estágio, usamos a tendência de crescimento do produto estimada para estimar o produto num modelo AR(1) adicionando a variável de tendência construída, conforme descrito abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= g + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{t-2} + \alpha_1 \varepsilon_{t-3} + \xi_t && \text{Estágio 1} \\ y_t &= \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 \Delta \hat{y}_t + c_t && \text{Estágio 2} \end{aligned}$$



Dessa forma, a expectativa é de que  $\beta_1$  e  $\beta_2$  sejam ambos iguais a 1, de modo que os componentes não observáveis,  $\{c_t\}$ , sejam o equivalente ao desvio do produto em relação ao potencial.