

Impulso Fiscal e sustentabilidade da dívida pública: uma análise para o caso brasileiro

Helder Ferreira de Mendonça¹
Octavio Vargas Freitas Pinton²

Resumo

O presente trabalho apresenta uma análise para a política fiscal brasileira no período 1998-2007 levando em conta dois indicadores. O primeiro indicador, o impulso fiscal, permitiu observar a postura do governo federal ao longo desses anos. Ou seja, como o governo se posicionou frente às crises ocorridas no período. O segundo indicador, a sustentabilidade da dívida pública, permitiu verificar o impacto da postura do governo na sustentabilidade da dívida pública brasileira. Devido à complementaridade entre os indicadores, uma análise conjunta de ambos foi realizada. Os resultados indicam uma postura significativamente austera do governo brasileiro. Quanto à influência dos ciclos econômicos, os resultados evidenciaram que estes contribuíram para a postura austera do governo. Conjugando os dois indicadores, os testes aplicados apontaram para uma dívida pública não sustentável apesar da política fiscal austera.

Palavras-chave: política fiscal, sustentabilidade da dívida pública, impulso fiscal.

Abstract

This study makes an analysis for the Brazilian fiscal policy in the period 1998 to 2007 taking into account two indicators. The first indicator, the fiscal impulse, permits the observation of the government's position over the period. In other words, the government's position on the crises occurred in this period. The second indicator, the debt sustainability, permits the verification of the impact of the government's position on the sustainability of the Brazilian public debt. Due to the complementarity between the indicators, an analysis employing both indicators was made. The results denote that the Brazilian government's position has been significantly austere. In relation to the business cycles, the results show that they contributed to the austere position of the Brazilian government. Conjugating both indicators, the tests applied in the analysis reveal that although there existed an austere fiscal policy, the public debt was not sustainable.

Key words: fiscal policy, public debt sustainability, fiscal impulse.

¹ Universidade Federal Fluminense Departamento de Economia e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

² Universidade Federal Fluminense Departamento de Economia.

1. Introdução

As crises financeiras ocorridas na segunda metade da década de noventa, do México, do sudeste asiático, da Rússia e da Argentina, mudaram sobremaneira a política fiscal brasileira. Esse período marcou o encerramento do ciclo de folga da política fiscal, em virtude da escassez de financiamento no mercado externo. Em específico para o caso brasileiro, foi observado elevado déficit tanto no setor externo quanto no fiscal o que, por conseguinte, implicava a urgente necessidade de rever suas diretrizes de política econômica.

Uma das mais importantes mudanças na política fiscal no período pós-Real foi a implementação do Programa de Estabilidade Fiscal e a adoção das metas de superávit primário a partir de 1999. A introdução de mudanças no regime fiscal do país teve o objetivo de promover o equilíbrio das contas públicas para permitir a consolidação dos objetivos do Plano Real. A premissa básica do programa era de que o Estado não podia mais viver além de seus limites, gastando mais do que arrecada. Portanto, conter o déficit público era considerado prioritário para evitar uma trajetória explosiva da dívida pública. Depois de adotar uma postura mais austera, o governo brasileiro passou a contar com resultados fiscais cada vez mais significativos. A meta de superávit primário foi obtida em todos os anos e ocorreram arrecadações recordes com uma carga tributária crescente.

É importante salientar que o ajuste fiscal levou em consideração a composição da dívida pública, diminuindo a parcela indexada à taxa de câmbio devido à sua alta volatilidade, e trocando os títulos indexados à taxa Selic (pós-fixados) por títulos prefixados. O gerenciamento da dívida pública tinha como finalidade o alongamento com títulos prefixados para isolar o orçamento público de choques causados pela taxa de juros. Não obstante, tal procedimento fez com que o governo assumisse um elevado custo de financiamento. A justificativa se deve ao fato de que a elevada taxa de juros praticada no Brasil acarreta uma pressão para o aumento do endividamento público.

O debate sobre o endividamento público transcendeu em muito os círculos técnicos, no período recente. Questões como a sustentabilidade, volume e composição da dívida pública têm merecido a atenção da população como um todo. Sob esta perspectiva, ao contrário da maioria dos trabalhos que focam ou na discricionariedade da política fiscal, ou na sustentabilidade da dívida, pretende-se mostrar, efetivamente, se as medidas adotadas pelo governo brasileiro contribuíram para melhorar a situação fiscal. O estudo é realizado para o período janeiro de 1998 a julho de 2007 e encontra-se organizado da seguinte forma. A próxima seção apresenta uma breve revisão da literatura acerca da evolução dos indicadores de política fiscal ao longo do tempo. A terceira seção apresenta a metodologia e o cálculo dos indicadores para o Brasil. A quarta seção, a partir dos indicadores obtidos, apresenta uma análise para a dívida pública e a postura da política fiscal brasileira. Por último é apresentada a conclusão do artigo.

2. Indicadores de política fiscal: uma revisão da literatura

A mudança de foco da política fiscal no século XX teve o suporte, no âmbito teórico, de contribuições que tratam da ineficácia da política fiscal discricionária em alcançar a estabilização do produto e do emprego. Um fator explícito nessas contribuições teóricas é o papel das expectativas influenciando os resultados econômicos, ou seja, intervenções sistemáticas do governo seriam ineficazes em alterar o nível e crescimento do produto no médio e longo prazo. Essa idéia é corroborada por Lucas (1972, 1976), e por Sargent e Wallace (1975), cujas análises fundamentam-se na idéia de que o comportamento dos preços e salários é baseado nas antecipações sobre as prováveis políticas futuras.

De acordo com Blanchard (1990), para a construção de um indicador fiscal é preciso um conjunto de elasticidades dos componentes do orçamento do governo em relação às principais variáveis macroeconômicas e a escolha de um *benchmark*. A dificuldade conceitual da segunda questão consiste em estimar as identidades, e isso requer previsões dos movimentos dos

componentes do orçamento do governo. A terceira e quarta questões envolvem problemas conceituais, e ambas se utilizam de previsões. Estas questões estão ligadas a teorias que visam estudar as consequências da política fiscal na demanda agregada, e como o sistema tributário afeta as decisões sobre o mercado de trabalho e o investimento.

Durante os anos que antecederam a mudança de foco da política fiscal, o indicador mais utilizado pelos órgãos internacionais era o *cyclically adjusted budget balance* (CAB). A introdução do CAB como uma ferramenta analítica em uma base padronizada refletia a necessidade de avaliar os esforços dos governos no que diz respeito à consolidação dos orçamentos. O CAB era utilizado também como um indicador do efeito da política fiscal na atividade econômica. Um aumento no valor do CAB indicaria uma postura expansionista, e uma diminuição indicaria uma postura contracionista.

De acordo com Blanchard (1990), a construção de um indicador de discricionariedade depende de uma estimação quantitativa, levando em conta algumas variáveis macroeconômicas, para que assim possa detectar o efeito total de uma pequena mudança na política fiscal. Dessa forma, o CAB oferece uma resposta incompleta e controversa, pois se concentra nas mudanças do produto e do emprego, e desconsidera as mudanças na taxa de inflação e na taxa de juros real. Ademais, conforme apontado por Gramlich (1990), o CAB como um indicador de sustentabilidade fiscal é deficiente em dois aspectos. É incompleto, pois os movimentos na demanda agregada fazem com que o futuro seja diferente do presente, incluindo mudanças na inflação e na taxa de juros real. Além disso, é incerto, pois avaliar sustentabilidade envolve prever o futuro.

Para Chouraqui, Hagemann e Sartor (1990), a construção de um indicador de discricionariedade da política fiscal passa por três etapas. A primeira é a escolha de um cenário econômico como um *benchmark* para dimensionar o impacto das condições da economia nas mudanças no orçamento do governo. A segunda etapa é a aplicação das elasticidades dos gastos e receitas do governo para desvios do produto corrente em relação ao cenário utilizado como referência, com a finalidade de estimar o orçamento que seria observado se não fosse a influência do ambiente econômico. Ou seja, todo resultado que não seja proveniente da política fiscal do governo seria excluído da análise. A última etapa é o cálculo da mudança no orçamento estimado do governo em relação ao cenário utilizado como referência para encontrar o elemento discricionário da política fiscal.

De acordo com Blanchard (1990), para o *benchmark* pode ser utilizado um conjunto de números arbitrários para as principais variáveis macroeconômicas, como a taxa de inflação, taxa de juros real, e a taxa de desemprego. Porém, a dificuldade deste método é saber qual o cenário ideal para ser utilizado com referência. Há ainda duas possibilidades mais simples e com uma aceitabilidade maior. A primeira é a utilização das médias das variáveis do período determinado. A segunda é a utilização das variáveis defasadas em um período ($t-1$) - método conhecido como *benchmark* móvel.

Com o cenário de *benchmark* definido e com os componentes do orçamento do governo ajustados por meio das elasticidades calculadas, o indicador de discricionariedade é encontrado subtraindo o valor do resultado primário ajustado. Em outras palavras, o que deveria prevalecer se as variáveis macroeconômicas se mantivessem constantes, do resultado primário corrente.

O indicador de discricionariedade tem como principal objetivo as mudanças da política fiscal decorrentes de uma ação intencional do formulador de política fiscal, excluindo as mudanças provenientes do ciclo econômico. Este indicador é chamado de “impulso fiscal”, e é definido por Alesina e Perotti (1995) como a mudança discricionária na posição orçamentária do governo. De uma forma mais simples, o impulso fiscal é a diferença entre alguma medida atual da posição orçamentária do governo e o nível que prevaleceria caso os efeitos do ciclo econômico pudessem ser desconsiderados. O impulso fiscal não possui um método universalmente aceito, mas existem dois fatores importantes na sua construção: i) estabelecer um cenário como referência para que se faça o ajuste e, ii) dentro do orçamento do governo, quais os componentes que deveriam ser ajustados. A forma mais simples de se calcular o impulso fiscal é dada pela equação (1) e representa a mudança no déficit primário como percentual do PIB em relação ao ano anterior. Essa medida

toma, de forma implícita, o *benchmark* como sendo o ano anterior. A principal desvantagem desse método é o fato de que ignora a influência do ciclo econômico no resultado primário.

Blanchard (1990) propõe um indicador muito atrativo, pois ele resolve, de certa forma, o problema da influência do ciclo econômico sem que se sacrifique a simplicidade (vide equação (2)). Essa medida, assim como a equação (1), toma como cenário o *benchmark* móvel. Assim, a medida de impulso fiscal é então construída, encontrando a diferença entre a medida do déficit primário ajustado pela taxa de desemprego e o déficit primário do ano anterior.

A equação (3), proposta pelos países da OECD na década de 1980, define o impulso fiscal como a diferença entre o déficit primário corrente e o déficit primário que deveria prevalecer no caso em que os gastos do governo, no ano anterior, tivessem crescido à taxa do PIB potencial, e a receita tivesse crescido à taxa do PIB efetivo. Dessa forma, a neutralização dos gastos do governo em relação ao efeito do ambiente econômico é feito pelo produto potencial, enquanto que o ajuste da receita é feito pelo produto corrente. Na visão de Alesina e Perotti (1995), a vantagem que a equação (2) possui sobre a equação (3) é que o cálculo do produto potencial é questionável. Outro ponto é a não utilização das variáveis de gasto e receita em razão do PIB, deixando o resultado da medida vulnerável à inflação.

A equação (4) é associada ao Fundo Monetário Internacional (FMI), e difere das demais por não assumir como *benchmark* o ano anterior, mas um ano base arbitrário em que o produto corrente se aproximou do produto potencial. Fora esta diferença, a medida do FMI é similar à da OECD. A desvantagem do primeiro em relação ao segundo procedimento é o grau de arbitrariedade da medida do FMI na escolha do ano base.

$$IF_{padrão} = (g_t - t_t) - (g_{t-1} - t_{t-1}) \quad (1)$$

$$IF_{Blanchard} = (g_t(U_{t-1}) - t_t) - (g_{t-1} - t_{t-1}) \quad (2)$$

$$IF_{OECD} = \frac{[(G_t - T_t) - (G_{t-1}(1 + \hat{y}_t) - T_{t-1}(1 + \hat{y}_t))]}{Y_{t-1}} \quad (3)$$

$$IF_{FMI} = \frac{[(G_t - T_t) - (G_0(1 + \hat{y}_t) - T_0(1 + \hat{y}_t))]}{Y_{t-1}} \quad (4)$$

Onde, G_t é o total de gastos do governo menos o pagamento de juros; T_t é a receita total do governo; g_t e t_t são, respectivamente, as mesmas variáveis em proporção do PIB; Y_t é o produto nominal; y_t é a taxa de crescimento nominal do PIB; \hat{y}_t é a taxa de crescimento nominal potencial do PIB; G_0 e T_0 é o total de gastos e receitas do governo no ano base; e U_t é a taxa de desemprego.

Alesina e Perotti (1995) estudaram as variações no orçamento durante mudanças significativas na postura fiscal do governo, ou seja, impulsos fiscais discricionários, tanto positivos quanto negativos. Foram utilizadas variáveis de gastos e receitas de 20 países da OECD (Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Espanha, EUA, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Itália, Japão, Noruega, Portugal, Suécia, Suíça e Ucrânia), de 1960 a 1992. Os autores determinaram cinco possibilidades de classificação para a postura fiscal de um país: neutra, austera, muito austera, frouxa e muito frouxa. De acordo com o resultado do indicador, a postura fiscal se enquadrava dentro de uma das possibilidades. Foram utilizadas 547 observações, sendo que 124 apontaram para uma postura frouxa, 121 para uma austeridade fiscal, 65 para muito frouxa, 66 para muito austera e 171 para uma postura neutra. Os resultados obtidos permitiram algumas considerações interessantes:

- i. Foram observados ajustes fiscais fortes e prolongados durante a década de 1980 por grande parte dos países, onde se pode destacar a Irlanda e Dinamarca;
- ii. Fortes expansões durante o período 1974 até 1976, como uma resposta à primeira crise do petróleo;
- iii. Muitos países apresentaram comportamentos denominados pelos autores como *stop and go*, ou seja, fortes ajustes seguidos por fortes expansões, e vice-versa.

Da mesma forma que foi aplicada para economias internacionais, a medida de impulso fiscal

foi utilizada para o Brasil por Bevilaqua e Werneck (1997) visando mensurar as mudanças da postura discricionária do governo brasileiro no período de 1989 a 1996. Assim como no caso anterior (impulso fiscal dos países da OECD), os autores utilizaram uma versão alternativa do método proposto por Blanchard (1990).

Durante grande parte do período analisado o Brasil apresentou um cenário de alta inflação e baixo crescimento econômico. Como é de conhecimento comum, flutuações nestas variáveis causaram impacto tanto no comportamento dos gastos quanto nas receitas do setor público, o que por sua vez implicou uma forte influência nos componentes do déficit fiscal. Dessa forma, foram estimadas as elasticidades do gasto e da receita do governo à taxa de inflação e à taxa de crescimento do PIB, ajustando assim, o resultado primário governamental aos efeitos do ambiente econômico. Em seguida, a medida de impulso fiscal (IF), considerando dados trimestrais, é obtida subtraindo o déficit primário ajustado do ano corrente ($\hat{G}_t - \hat{T}_t$) do déficit primário não ajustado do ano anterior ($G_{t-4} - T_{t-4}$), isto é,

$$IF = (\hat{G}_t - \hat{T}_t) - (G_{t-4} - T_{t-4}) \quad (5)$$

Os resultados encontrados indicam que o déficit primário ajustado apresentou, na média, quando comparado aos valores do déficit primário sem ajuste, uma postura fiscal mais expansionista durante o período analisado. A média do impulso fiscal em razão do PIB também evidenciou, na média, uma postura fiscal expansionista, enquanto que a média do déficit primário mostrou uma postura neutra. Uma explicação razoável é a influência da taxa de inflação e da taxa de crescimento do PIB nas variáveis do governo.

Nos dois casos apresentados de aplicação da medida de impulso fiscal (Alesina e Perotti (1995), e Bevilaqua e Werneck (1997)) o cálculo permite comparar as posturas temporais de um determinado governo. Logo, é possível uma análise fiel do comportamento do setor público quanto a um comprometimento fiscal. Ou seja, permite avaliar as decisões do formulador de política fiscal sem os efeitos do ciclo econômico. Outra possibilidade é a associação da postura fiscal mensurada pelo impulso fiscal a fatos históricos como, por exemplo, o período pré-eleitoral, captando assim, se um determinado governo, quando toma decisões quanto ao orçamento, é influenciado por fatores que não econômicos.

Assim como o indicador de discricionariedade, há algumas formas de se construir um indicador de sustentabilidade, podendo-se destacar o método utilizado por Hamilton e Flavin (1986). Os autores realizaram um teste para verificar a sustentabilidade do endividamento público norte-americano no período 1960-1984. O método consistia em testar, utilizando testes de raiz unitária, a hipótese de estacionariedade tanto da dívida como dos déficits (exclusive juros). Segundo os autores, a estacionariedade de ambas as séries seria compatível com a asserção de que os detentores de títulos públicos racionalmente esperariam a satisfação da restrição orçamentária de valor presente. Muitos outros trabalhos se seguiram ao de Hamilton e Flavin (1986), introduzindo algumas mudanças e aperfeiçoamento em relação ao teste pioneiro. Porém, a maior parte deles utilizou testes de estacionariedade (raiz unitária) e/ou cointegração aplicados às séries do resultado primário e da dívida pública para checar a sustentabilidade.

Contudo, testar empiricamente a sustentabilidade tornou-se tarefa complicada. Isto por causa da dificuldade de se conhecer e estimar tanto as distribuições de probabilidades da dívida e dos componentes do resultado primário no presente (que podem se alterar dependendo do conjunto de políticas definidas no presente, no contexto de racionalidade dos agentes), bem como os parâmetros da função utilidade (e mesmo a especificação da referida função) e a taxa de impaciência do consumidores representativo. Bohn (1998) propôs uma forma alternativa para testar a sustentabilidade do endividamento público. O teste consiste na estimação da seguinte regressão:

$$d_t = \phi \cdot b_t + \alpha \cdot Z_t + \varepsilon_t \equiv \phi \cdot b_t + \xi_t \quad (6)$$

onde d_t é o resultado primário do governo no período t tal que $d_t = g_t - r_t$, Z_t é um vetor de variáveis de controle que também determinam o resultado primário (como, por exemplo, o hiato do produto e gastos e/ou receitas atípicas do governo), ε_t é um termo de erro, ϕ e α são parâmetros a

serem estimados e $\xi_t = \alpha \cdot Z_t + \varepsilon_t$. Caso as séries da relação entre a dívida pública e o produto, e o resultado primário e o produto (b_t e d_t , na ordem) sejam não estacionárias ao passo que ξ_t seja estacionária, a estimação da equação (6) se transforma em um teste de cointegração sem a necessidade de se modelar ξ_t explicitamente. Entretanto, se b_t e d_t não possuírem raízes unitárias, a regressão dada pela equação (6) não pode omitir as variáveis de controle dadas pelo vetor Z_t , pois então poderá surgir o problema de inconsistência das estimativas dos parâmetros (pelo fato de se violar a hipótese de identificação sob a presença de regressores estocásticos, isto é, a existência de correlação entre a variável explicativa b_t e os termos contidos em ξ_t).

O argumento de Bohn (1995) é que a equação (6) é uma aproximação de uma regra fiscal (ou função de reação) do governo e que, caso o resultado primário responda positivamente a acréscimos na dívida pública, então esta pode ser vista como sustentável, mesmo em um mundo incerto. A justificativa é que caso ϕ seja positivo, isto significa que o governo toma medidas de ajustamento (seja reduzindo gastos não financeiros ou elevando a arrecadação) sempre que necessário, em resposta à acumulação da dívida.

Levando em conta a análise do caso brasileiro, Rocha (1997) testou a sustentabilidade da dívida pública utilizando dois testes. No primeiro, seguindo a abordagem de Trehan e Walsh (1988), a autora testou a estacionariedade da primeira diferença da dívida pública interna; e no segundo, se baseando no método de Hakkio e Rush (1991), testou a cointegração entre gastos (exclusive juros pagos sobre a dívida) e receitas. O resultado do primeiro teste mostrou que era possível rejeitar-se a hipótese nula de raiz unitária e, portanto, havia evidência de que dívida pública interna brasileira mostrava comportamento consistente com o cumprimento de restrição intertemporal do governo no período compreendido entre janeiro de 1980 a julho de 1993. Aplicando o mesmo procedimento para o período que vai até fevereiro de 1990, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Esse resultado indica que a política fiscal parecia ser insustentável e com a moratória explícita em fevereiro de 1990, tal insustentabilidade parece ter se revertido. Em relação ao segundo teste foi observado que a senhoriagem desempenhou, no período analisado, um papel relevante no financiamento do déficit público brasileiro. Com objetivo semelhante ao apresentado no primeiro teste supracitado, Luporini (2000) testou a sustentabilidade da política brasileira no período 1966-1996 aplicando um teste de raiz unitária. O resultado obtido indica que a dívida pública respeita a restrição orçamentária intertemporal no período sob análise.

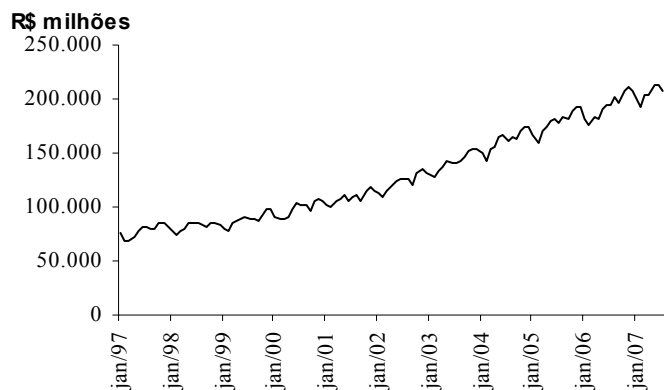
3. Construção de indicadores para o caso brasileiro

Para a construção do indicador de impulso fiscal, é preciso calcular as elasticidades da despesa e da receita do governo federal em relação às principais variáveis macroeconômicas do período de análise (janeiro de 1998 a julho de 2007). Dessa forma, é possível expurgar a influência do ambiente econômico sobre o indicador, deixando somente a parte referente à postura discricionária do governo. A primeira variável a ser considerada na análise é o PIB (valores correntes – frequência mensal). A justificativa é que esta variável encontra-se diretamente ligada à receita (por meio da carga tributária), e à despesa (por meio dos investimentos públicos). Com base nos dados extraídos do Banco Central do Brasil, observa-se que ao longo do período em consideração a economia brasileira apresentou um baixo crescimento econômico, em torno de 2,5% a.a., tendo como ano de maior prosperidade o ano de 2004 com 5,71% (vide figura 1). Por meio de análise visual da figuras 1 é possível observar a grande relação que há entre a trajetória do PIB com as da receita e despesa do governo federal (mesma tendência). Pode-se notar ainda que a trajetória da receita é mais acentuada que a da despesa, fazendo com que as trajetórias se distanciem ao longo do período, ou seja, o governo vem aumentando o seu superávit primário.

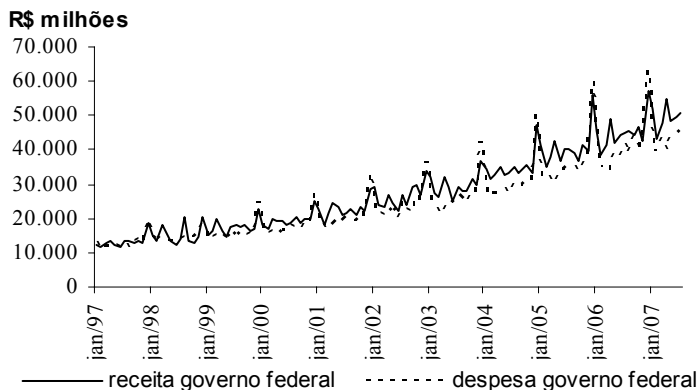
Outra variável é a taxa de inflação. Apesar de apresentar uma relativa estabilidade de preços ao longo da década analisada (vide figura 1), a inflação medida pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) é a variável que o Conselho Monetário Nacional (CMN) observa para balizar o sistema de metas de inflação adotado em junho de 1999. Ademais, o índice de preços é

atualmente um dos principais indexadores da dívida mobiliária brasileira. Ou seja, dependendo da sua variação, o governo tem que se esforçar mais ou menos para gerar resultados primários mais elevados capazes de honrar seus compromissos. Destarte, o modelo a ser desenvolvido leva em conta o IPCA acumulado em 12 meses.

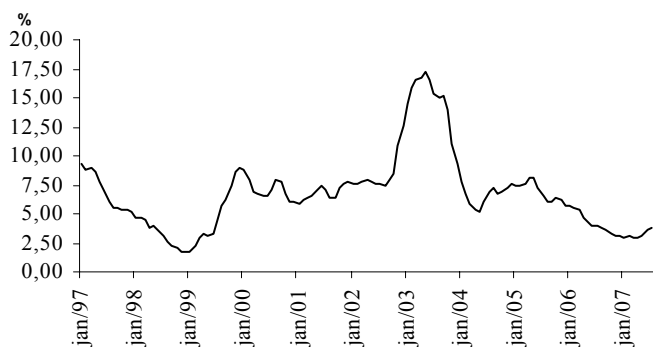
Figura 1



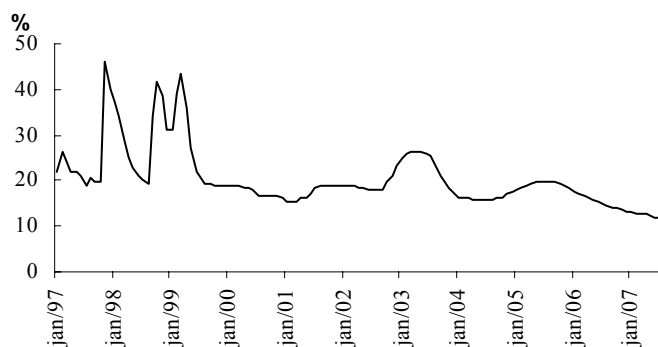
PIB



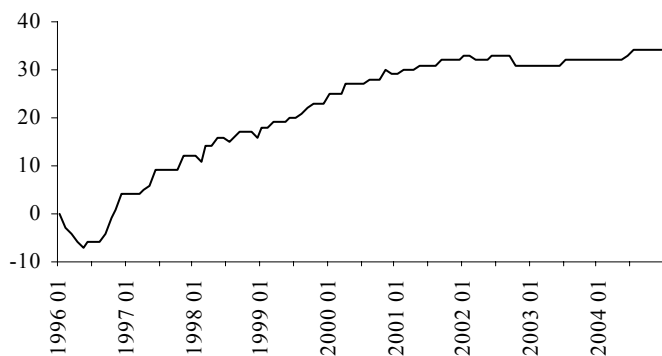
Receita/despesa do governo federal



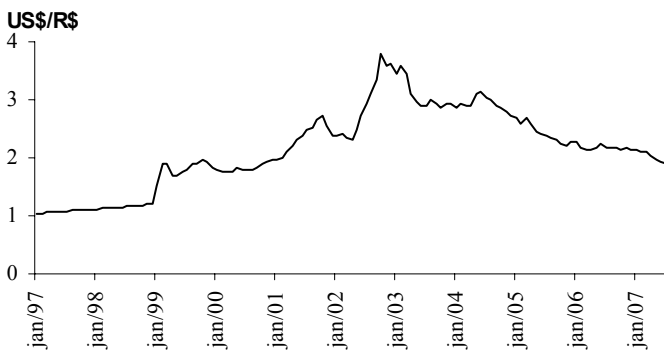
IPCA



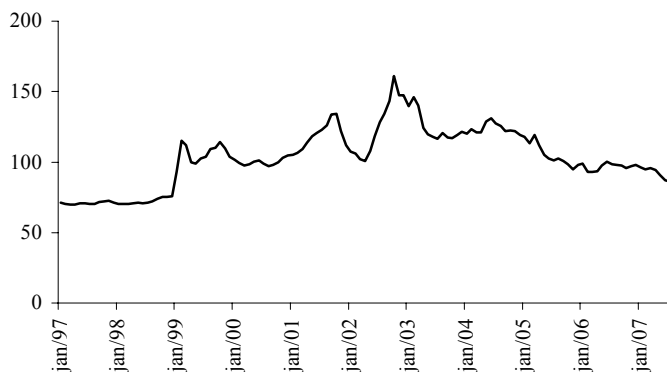
Taxa de juros Selic anualizada



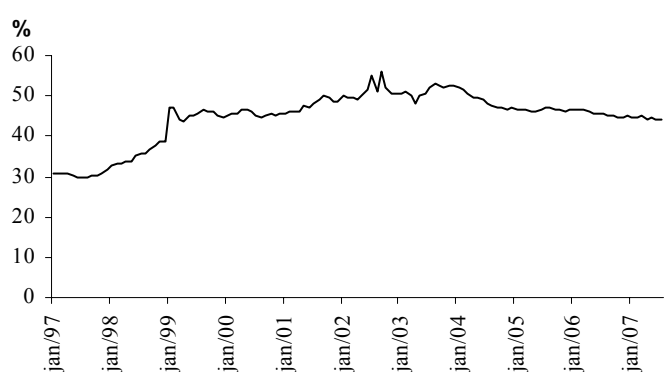
ICC acumulado



Variação do Câmbio Nominal



Variação do Câmbio Real



Variação da Razão Dívida/PIB

Outras variáveis que também tiveram grande relevância na economia brasileira durante o período sob análise são a taxa de juros e o câmbio. A primeira, além de ser o principal instrumento de política monetária é o principal indexador da dívida pública interna. As parcelas da dívida indexada à taxa de juros, tanto as indexadas aos títulos prefixados quanto à taxa Selic, sempre se mostraram mais significativas que as demais. Não obstante, o Tesouro Nacional desde 2001, por meio do Plano Anual de Financiamento da Dívida Pública (PAF), tem reestruturado a dívida mobiliária aumentando a estrutura de vencimentos e o prazo médio.

É importante ressaltar que uma elevação na taxa de juros básica da economia provoca uma elevação no custo da dívida pública interna brasileira. Logo, há a necessidade do governo ampliar o superávit primário para cobrir o serviço da dívida, ou seja, o governo deverá adotar uma postura fiscal mais severa, podendo ser via aumento da receita e/ou via diminuição dos gastos públicos. Com a finalidade de avaliar o impacto causado pela taxa de juros é utilizada nesta análise a taxa de juros over/Selic acumulada no mês e anualizada, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (vide figura 1).

A utilização do câmbio como variável de ajuste para o cálculo do impulso fiscal depende de dois pontos. O primeiro depende do nível de liberalização da conta de capitais, enquanto que o segundo depende do regime cambial que vigora no país. É importante notar que o regime de câmbio fixo não possui influência significativa na receita/despesa do governo para ser incorporada no modelo como variável de ajuste. Para avaliar o impacto do grau de liberalização na economia é utilizado o índice de controle de capitais (ICC) construído por de Mendonça e Pires (2007). O ICC é calculado com base em decretos mensais, e é atribuído o valor “+1” para cada novo decreto que visa um aumento na liberalização, e o valor de “-1” para cada novo decreto que aumente o controle de capital. Por meio da figura 1 fica evidente que o Brasil apresentou um significativo processo de liberalização no período sob análise o que, por conseguinte, justificando a utilização da taxa de câmbio no ajuste do resultado primário.

A influência da taxa de câmbio sobre as contas do governo federal ocorre de duas formas. A primeira é que, da mesma forma que a taxa over/Selic e o IPCA, a taxa de câmbio nominal é um indexador da dívida mobiliária. A segunda é via taxa de câmbio real, corroborando a teoria de “déficits gêmeos”. Ou seja, uma depreciação do real frente às outras moedas poderia levar a uma melhora no saldo em transações correntes, assim como o resultado primário do governo. Para a análise envolvendo o câmbio nominal é utilizada a média da taxa de câmbio comercial para a venda, e para o câmbio real é utilizada a taxa de câmbio efetiva real INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor), ambos com periodicidade mensal (vide trajetória na figura 1).

A razão dívida/PIB constitui um indicador de solvência da dívida pública de um país. Logo, um forte aumento nessa razão corrói a credibilidade deste país. Dessa forma, é razoável que quando esta razão aumente, o governo se empenhe em obter resultados primários maiores para manter a percepção de solvência da dívida pública por parte dos agentes econômicos. Conforme pode ser observado por meio da figura 1, a razão dívida/PIB ao longo do período adotado apresentou fortes oscilações nos momentos mais turbulentos da economia, como por exemplo, a crise cambial em janeiro de 1999 e a crise eleitoral no último trimestre de 2002 (a série utilizada é disponibilizada pelo Banco Central do Brasil e possui frequência mensal).

É esperado que tanto a receita quanto a despesa do governo federal sejam sensíveis às variáveis macroeconômicas supracitadas. Para observar tal relação foram calculadas as correlações das variáveis PIB, IPCA, Selic, câmbio nominal e o câmbio real (variáveis de ajuste) com as variáveis fiscais (receita e despesa do governo federal). A tabela 1 mostra que o PIB é a variável que possui a correlação mais forte, tanto com a receita quanto com a despesa. Porém, a receita possui um índice de correlação maior do que a despesa, ou seja, conforme o PIB aumenta, a receita aumenta mais que despesa. Quanto ao índice de inflação IPCA foi observada uma correlação desprezível. A justificativa para esse resultado se deve ao fato de que o período sob análise (janeiro/1998 a julho/2007) é marcado por uma inflação baixa e relativamente estável vivida pelo Brasil.

Tabela 1 - Correlações entre as variáveis

	Receita	Despesa
PIB	0,96	0,93
IPCA	-0,05	-0,06
Selic	-0,53	-0,50
Câmbio Nominal	0,50	0,45
Câmbio Real	0,28	0,25
Dívida/PIB	0,45	0,41

A correlação da taxa Selic apresentou um resultado conflitante ao que se esperava, ou seja, dado um aumento na taxa Selic era esperado que houvesse maiores esforços pela obtenção de resultados primários mais elevados (aumento da receita e diminuição dos gastos). Porém, a tabela 2 mostra que tanto a receita quanto a despesa possuem uma relação negativa com a taxa Selic. Ou seja, devido a uma taxa de juros muito elevada o governo foi forçado a obter resultados primários cada vez maiores para esterilizar a pressão sobre endividamento público. Ademais, deve-se perceber que a correlação maior para a receita do que para a despesa, sugere que quando a taxa Selic decresce, a diferença entre a receita e a despesa aumenta, gerando superávits primários maiores.

O câmbio nominal mostrou uma correlação significativa. Dado que parte da dívida pública é indexada ao câmbio nominal, no caso de haver uma depreciação da moeda, o governo teria de aumentar o esforço fiscal. O câmbio real não mostrou uma correlação tão significativa, todavia, o sinal obtido está de acordo com o esperado pela teoria. Por último, a razão dívida/PIB apresentou uma relação positiva tanto com a receita quanto com a despesa. Entretanto, espera-se, de acordo com o resultado da correlação, que o esforço fiscal por parte do governo aumente, quando a razão dívida/PIB aumenta. O motivo para esse comportamento se deve ao fato de que a correlação da razão dívida/PIB com a receita mostrou-se superior àquela com a despesa.

É importante ressaltar que além das variáveis serem correlacionadas, as mesmas também devem ser estacionárias. Para tanto, foram executados testes de raiz unitária. Porém, como o período sob análise apresentou algumas turbulências, como por exemplo, a crise cambial em janeiro de 1999 e a crise eleitoral no último trimestre de 2002, os testes de raiz unitária são feitos levando em conta a presença de quebra estrutural. O resultado obtido indica que todas as variáveis utilizadas no modelo são I(1) (vide tabela 2).

Tabela 2 - Teste de raiz unitária com quebra estrutural – jan/1997-jul/2007

Serie	lag	teste	valores críticos			dummy	especificação	quebra estrut.
			1%	5%	10%			
<i>Câmb. Nom.</i>	2	-2.00	-3.48	-2.88	-2.58	shift	-	Out/02
Δ <i>Câmb. N.</i>	0	-7.77	-3.48	-2.88	-2.58	impulse	-	Fev/99
<i>Câmb. Real</i>	2	-1.97	-3.48	-2.88	-2.58	shift	-	Nov/02
Δ <i>Câmb. Real</i>	1	-7.02	-3.48	-2.88	-2.58	impulse	-	Fev/99
<i>Despesa</i>	12	-1.91	-3.96	-3.41	-3.13	-	tend. e const.	-
Δ <i>Despesa</i>	11	-7.45	-3.43	-2.86	-2.57	-	constante	-
<i>Divida/PIB</i>	0	-2.41	-3.48	-2.88	-2.58	shift	-	Jan/99
Δ <i>Divida/PIB</i>	0	-12.37	-3.48	-2.88	-2.58	impulse	-	Jan/99
<i>IPCA</i>	1	-2.59	-3.48	-2.88	-2.58	shift	-	Jul/99
Δ <i>IPCA</i>	0	-5.20	-3.48	-2.88	-2.58	impulse	-	Jul/99
<i>PIB</i>	11	-1.03	-3.48	-2.88	-2.58	shift	tend. e const.	Jan/00
Δ <i>PIB</i>	10	-4.87	-3.48	-2.88	-2.58	impulse	-	Jan/00
<i>Receita</i>	11	-2.88	-3.96	-3.41	-3.13	-	tend. e const.	-
Δ <i>Receita</i>	10	-11.44	-3.43	-2.86	-2.57	-	constante	-
<i>Selic</i>	10	-3.23	-3.55	-3.03	-2.76	shift	tend. e const.	Fev/99

$\Delta Selic$	10	-5.19	-3.48	-2.88	-2.58	impulse	-	Jan/99
----------------	----	-------	-------	-------	-------	---------	---	--------

Nota: Séries em logaritmo, a escolha final do número de defasagens (lags) foi baseado no critério de Schwarz (SC). Testes realizados com o software JMulTi.

De acordo com Gujarati (2000), segundo o Teste de Engle-Granger ou Teste de Engle-Granger aumentado, pode-se utilizar as variáveis em nível caso seus resíduos sejam estacionários. Como as variáveis do modelo são individualmente não estacionárias em nível, existe a possibilidade de que essa regressão seja espúria. Entretanto, no caso de o teste de raiz unitária mostrar que o resíduo é estacionário, pode-se concluir que a regressão não é espúria, ainda que individualmente as variáveis sejam não-estacionárias. Dessa forma, foram realizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e o Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (vide tabela 3).

Os três testes propostos indicam que a série do resíduo da receita é estacionária. Em relação à série do resíduo da despesa ser estacionário, os testes PP e KPSS confirmam a hipótese. Assim, a regressão com as variáveis em nível torna-se não espúria. Para evitar problemas de multicolinearidade, não é utilizada a variável câmbio real no modelo.

Tabela 3 - Testes de estacionariedade dos resíduos

	Série	lag	estatístico a	valores críticos			Especificação
				1%	5%	10%	
ADF	Resíduo Receita	11	-2,05	-2,58	-1,94	-1,61	sem const. e sem tend.
	Resíduo Despesa	12	-1,48	-2,58	-1,94	-1,61	sem const. e sem tend.
PP	Resíduo Receita	2	-9,74	-2,58	-1,94	-1,61	sem const. e sem tend.
	Resíduo Despesa	12	-10,56	-2,58	-1,94	-1,61	sem const. e sem tend.
KPSS	Resíduo Receita	2	0,054	0,74	0,46	0,35	com intercepto
	Resíduo Despesa	10	0,086	0,74	0,46	0,35	com intercepto

O cálculo da elasticidade das variáveis explicativas (câmbio nominal, PIB, Selic, Dívida/PIB e IPCA) em relação às variáveis independentes (receita e despesa) é feito por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), de acordo com a seguinte especificação:

$$\log R_t = \alpha + \beta \log cn_t + \phi \log div_t + \varphi \log ipca_t + \gamma \log pib_t + \mu \log selic_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde α , β , ϕ , φ , γ e μ são as elasticidades.

Para a despesa, as elasticidades são estimadas com a mesma especificação. Os resultados obtidos encontram-se na tabela abaixo:

Tabela 4 - Estimação das elasticidades (janeiro/1997-julho/2007)

	Variáveis	Coefficient e	Desvio Padrão	Estatística-t	Prob.
Variável dependente – Receita	Constante	-4,356	1,157	-3,766	0,0003
	Câmbio Nominal	0,029	0,109	0,266	0,7910
	Dívida/PIB	0,219	0,184	1,187	0,2374
	IPCA	-0,039	0,029	-1,336	0,1841
	PIB	1,172	0,056	21,100	0,0000
	Selic	-0,008	0,047	-0,172	0,8638
	R² ajustado	0,934	Schwarz	-1,371	Estat.-F
	Variáveis	Coefficient e	Desvio Padrão	Estatística-t	Prob.
Variável depende nte – Despesa	Constante	-4,689	1,319	-3,555	0,0005
	Câmbio Nominal	-0,053	0,125	-0,424	0,6722
	Dívida/PIB	0,165	0,210	0,785	0,4338
	IPCA	-0,029	0,033	-0,860	0,3915

PIB	1,204	0,063	18,997	0,0000
Selic	0,030	0,053	0,557	0,5782
R ² ajustado	0,908	Schwarz	-1,108	Estat.-F 249,77

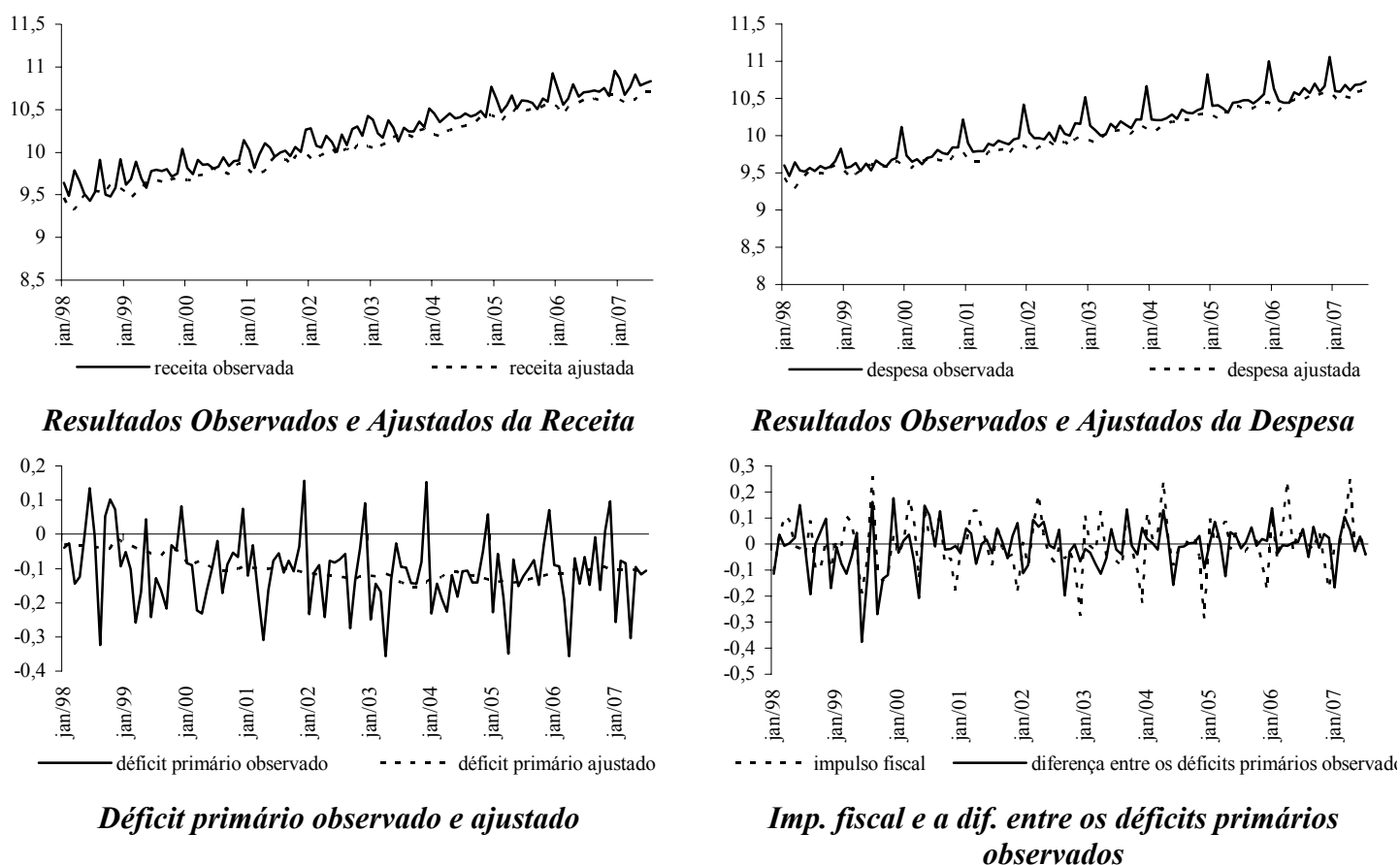
O valor ajustado (valor que exclui a influência do ambiente econômico) é obtido da seguinte maneira: $\log \hat{R}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \log cn_{t-12} + \hat{\phi} \log div_{t-12} + \hat{\phi} \log ipca_{t-12} + \hat{\gamma} \log pib_{t-12} + \hat{\mu} \log selic_{t-12}$ (8)

Ou seja, a variável $\log \hat{R}_t$ representa qual seria o valor da receita do governo no mês t caso as variáveis econômicas não tivessem se alterado, extraindo, dessa forma, a influência do ambiente econômico do resultado do governo. Dessa forma, o valor do impulso fiscal (IF) é calculado da seguinte forma:

$$IF = (\hat{D}_t - \hat{R}_t) - (D_{t-12} - R_{t-12}) \quad (9)$$

onde \hat{D}_t e \hat{R}_t são os valores ajustados do mês t , e D_{t-12} e R_{t-12} são os valores observados no mesmo mês do ano anterior ($t-12$). O impulso fiscal é encontrado subtraindo o déficit primário ajustado do déficit primário observado do período passado.

Figura 2



Tanto no caso da despesa como da receita, o valor ajustado é ligeiramente inferior ao observado (vide figura 2). Ou seja, se não houvesse a influência do ambiente econômico nas contas do governo, este arrecadaria e gastaria menos do que o observado. No caso da despesa, o valor ajustado ainda retira a sazonalidade inerente à variável. A suavização da receita e da despesa fica evidente quando se calcula o déficit primário. Ademais, a série déficit primário ajustado possui uma variação muito menor do que a série déficit primário observado.

Tabela 5 - Classificação e estatísticas do Impulso Fiscal

Postura	Classificação	Observações	%
Neutra	entre -5 e 5	50	43,5
Expansionista	De 5 a 10	15	13,0
Austera	de -10 a -5	20	17,4
Muito Expansionista	maior que 10	17	14,8
Muito Austera	menor que -10	13	11,3
Total		115	100,0

A análise do impulso fiscal tem como referência Alesina e Perotti (1995), isto é, a postura do governo é classificada de acordo com intervalos estabelecidos na tabela 5. Caso o impulso fiscal do período se situe entre -5 e 5, a postura é classificada como neutra, se o indicador for maior de 5 a postura é considerada como expansionista, isto é, o governo adota uma postura de aumento dos gastos e/ou diminuição das receitas (diminuição da tributação). Quando o impulso fiscal for menor que -5, o governo está adotando uma postura austera de contenção nos gastos e/ou aumento das receitas. Portanto, em 115 meses (de janeiro de 1998 a julho de 2007) foram observados 50 meses em que o impulso fiscal indicou uma postura “neutra”, 20 meses com uma postura “austera”, 13 meses foram classificados como “muito austera”, 15 meses com postura “expansionista” e 17 meses como “muito expansionista”. Apesar de certo equilíbrio na divisão entre as possibilidades de classificação possíveis, a soma dos indicadores indicou uma postura “muito austera”. Neste caso, considerando todo o período, o valor do impulso fiscal observado é -27,55. Em outras palavras, uma postura de extrema austeridade. Isto se deve ao fato de que dentro dos meses que foram classificados como “neutra”, 31 deles apresentaram valores negativos (valores entre -5 e 0), contra 19 que apresentaram valores positivos (valores entre 0 e 5).

De acordo com Borges (2006), para testar a sustentabilidade da dívida pública, deve-se testar a existência de cointegração entre os fluxos de receitas e gastos do governo. Destarte, foram realizados testes de cointegração seguindo as metodologias propostas por Engle-Granger e Johansen para o período de janeiro de 1997 a julho de 2007 (vide tabela 6). O resultado dos testes sugere que a dívida pública seja sustentável no período determinado.

Tabela 6 - Testes de cointegração

Engle-Granger	Especificação	Lag	estatística-t	Valores críticos	
				1%	5%
	sem const. e sem tendência	11	-2,36	-2,58	-1,94
	Obs: Teste ADF sobre os resíduos da regressão				
Johansen	Hipótese nula	Autovalor	Traço	Valores críticos	
				1%	5%
	$R = 0$	0,245	34,37	14,26	19,94
	$R \leq 1$	0,002	0,22	3,84	6,63
	Obs: foi aplicado constante na equação de cointegração				

Para confirmar o resultado acima, realizou-se ainda um segundo teste. De acordo com Rocha (1997), e baseado em Trehan e Walsh (1988), para que dívida pública seja sustentável, sua série deve ser estacionária. Assim, foram realizados os testes ADF, PP e KPSS para a dívida pública. Os resultados apresentados na tabela 8 indicam a aceitação da hipótese nula para os testes ADF e PP o que, por conseguinte, indica que a série não é I(0). Logo, há divergência em relação ao resultado apresentado pelos testes de cointegração. Portanto, a não sustentabilidade da dívida pública sugerida pelos testes de raiz unitária não confirmam o resultado obtido pelo indicador de impulso fiscal.

Tabela 7 - Testes de estacionariedade da dívida pública

lag	estatístic	valores críticos	Especificação
-----	------------	------------------	---------------

		a	1%	5%	10%	
ADF	0	-2,20	-3,48	-2,88	-2,58	com intercepto
PP	2	-2,26	-3,48	-2,88	-2,58	com intercepto
KPSS	9	0,30	0,22	0,15	0,12	com tendência e interc.

4. Análise conjunta dos indicadores

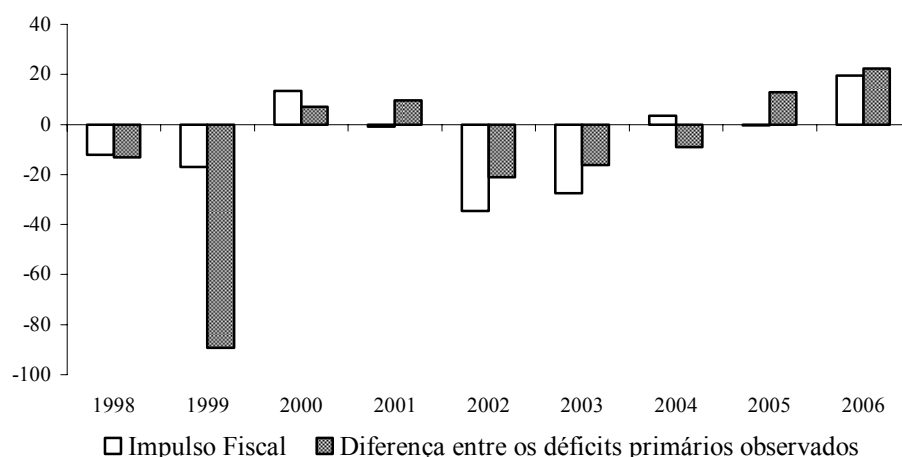
Como o impulso fiscal foi calculado em periodicidade mensal, quando se agrega o resultado dos meses do ano, obtêm-se a postura do governo daquele ano específico (vide tabela 8). Na análise por ano, pode-se perceber que o governo brasileiro adotou uma postura austera ao longo do período determinado, evidenciado pelo impulso fiscal nos anos de 1998, 1999, 2002 e 2003. Porém, como o indicador mede a postura do ano t em relação ao ano $t-1$, pode-se dizer que quando o resultado evidencia uma postura neutra, na verdade, o governo está adotando a mesma postura que no ano anterior, ou seja, com a mesma intensidade. Há ainda um outro ponto importante quanto à análise de política fiscal - a influência do ambiente econômico. O indicador do impulso fiscal tenta excluir a parte do resultado fiscal do governo que não é de controle do formulador de política.

Tabela 8 - Classificação por ano

Ano	Impulso Fiscal	Postura
1998	-12,22	Muito Austera
1999	-17,06	Muito Austera
2000	13,51	Muito Expansionista
2001	-0,80	Neutra
2002	-34,53	Muito Austera
2003	-27,33	Muito Austera
2004	3,59	Neutra
2005	-0,42	Neutra
2006	19,50	Muito Expansionista

Quando se considera o período 1998-2006, a diferença entre os déficits observados evidencia uma postura da política fiscal mais austera que aquela apresentada pelo impulso fiscal. Porém, é possível perceber variações na postura do governo de ano para ano (vide figura 3). O ano de 1999 foi o que apresentou a maior divergência. O principal motivo para tal disparidade foi a crise devido à mudança do regime de câmbio em janeiro daquele ano. Ademais, houve um crescimento econômico desprezível (cerca de 0,25%) e uma taxa de inflação baixa, porém em aceleração.

Figura 3 - Comparação entre o Impulso Fiscal e a Diferença entre os déficits primários observados



Nos anos 2001-2003 a diferença entre os déficits primários observados mostrou uma postura da política fiscal mais expansionista em relação aos valores estimados do impulso fiscal. As crises que ocorreram nesse período (energética e eleitoral) fizeram com que o Brasil apresentasse um baixo crescimento econômico, e com isso, diminuiu a capacidade de arrecadação do governo federal. Em 2004 a influência do ambiente econômico agiu no sentido contrário. Com um cenário econômico favorável, aumentando a capacidade de arrecadação do governo, a diferença entre os déficits primários observados apresentou uma postura mais austera que o valor estimado pelo impulso fiscal. Para os anos de 2005-2006, os déficits observados mostraram uma postura de política fiscal mais expansionista do que o impulso fiscal estimado.

Quando se combinam os dois indicadores (sustentabilidade da dívida pública e impulso fiscal), é possível observar os seguintes resultados: i) a dívida foi sustentável no ano por causa da postura do governo; ii) a dívida foi sustentável no ano apesar da postura do governo; iii) a dívida não foi sustentável no ano por causa da postura do governo; e iv) a dívida não foi sustentável no ano apesar da postura do governo (vide tabela 9).

Grande parte da austeridade encontrada nos resultados pode ser explicada pelo esforço fiscal iniciado em 1999 com a adoção das metas de superávit primário pelo governo brasileiro e intensificado em 2002, com a ampliação dessas metas. Após a adoção de metas de superávit primário em 1999, o governo brasileiro alcançou a meta em todos os anos, e em alguns até com certa folga. A austeridade só foi amenizada em 2006 quando o governo interrompeu a trajetória crescente do resultado primário.

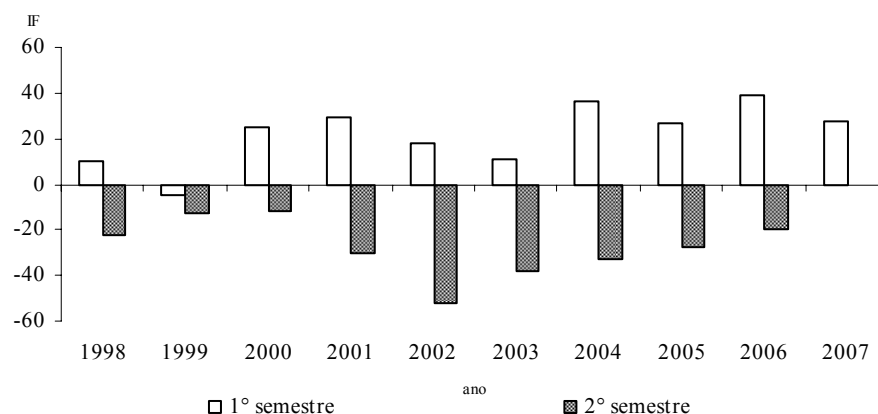
Tabela 9 - Resultados dos anos

Ano	Sust. da Dív. Pub.	IF
1999	sustentável	muito austera
2000	sustentável	muito expansionista
2001	sustentável	neutra
2002	sustentável	muito austera
2003	sustentável	muito austera
2004	sustentável	Neutra
2005	sustentável	Neutra
2006	não sustentável	muito expansionista

Ao longo do primeiro semestre de 2007, a postura adotada pelo governo não foi suficiente para que a dívida voltasse a apresentar um perfil sustentável. Mesmo com o governo obtendo arrecadações cada vez maiores, e conseqüentemente obtendo superávits primários significativos, a postura do governo em 2007, considerando apenas os primeiros seis meses do ano, foi classificada como “muito expansionista” ($IF = 28,00$). O indicador impulso fiscal revela que no primeiro semestre dos anos a postura do governo é na maioria das vezes expansionista, enquanto que no

segundo semestre, o governo compensa os gastos excessivos ou a baixa receita, e adota uma postura mais austera (vide figura 4).

Figura 4 - Diferença do valor do IF entre o 1º semestre o 2º semestre



O principal motivo para a discrepância entre os semestres refere-se aos valores do impulso fiscal nos meses de março e abril. Dos dez anos analisados, em sete deles o mês de março apresentou uma postura expansionista, sendo três vezes “expansionista” e quatro vezes “muito expansionista”. Quanto ao mês de abril, a postura é ainda mais intensa, foram quatro vezes “expansionista” e cinco vezes “muito expansionista” (vide tabela 10).

Da mesma forma que os meses de março e abril são preponderantes para o comportamento do primeiro semestre, dezembro é relevante para o segundo. Dos nove anos analisados, oito deles apresentaram uma postura austera, sendo uma vez “austera” e sete vezes “muito austera”.³

Tabela 10

Postura da Política Fiscal

Ano	janeiro		fevereiro		março		abril		maio		junho	
	IF	Post.	IF	Post.	IF	Post.	IF	Post.	IF	Post.	IF	Post.
1998	-10,37	MA	3,37	N	10,66	ME	9,29	E	-1,06	N	-1,77	N
1999	1,39	N	-0,66	N	10,56	ME	7,97	E	-5,01	A	-18,92	MA
2000	-3,54	N	0,67	N	17,73	ME	9,05	E	-13,34	MA	14,34	ME
2001	-1,26	N	-0,75	N	12,50	ME	13,15	ME	6,11	E	-0,50	N
2002	0,80	N	-8,40	A	6,50	E	19,04	ME	4,16	N	-4,45	N
2003	11,21	ME	-1,02	N	-2,80	N	12,57	ME	-4,48	N	-4,79	N
2004	12,10	ME	1,34	N	4,39	N	24,37	ME	2,26	N	-8,27	A
2005	9,84	E	0,50	N	5,36	E	8,92	E	-2,20	N	4,48	N
2006	11,15	ME	-5,68	A	6,98	E	24,23	ME	-2,83	N	5,01	E
2007	1,27	N	-0,81	N	0,74	N	25,28	ME	-3,55	N	3,59	N

Ano	julho		agosto		setembro		outubro		novembro		dezembro	
	IF	Post.	IF	Post.	IF	Post.	IF	Post.	IF	Post.	IF	Post.
1998	-4,30	N	9,14	E	-9,43	A	-9,72	A	1,37	N	-9,41	A
1999	-5,65	A	25,89	ME	-9,92	A	-14,30	MA	-11,99	MA	3,57	N
2000	2,66	N	5,59	E	10,96	ME	-7,52	A	-5,36	A	-17,74	MA
2001	-8,11	A	7,26	E	-1,41	N	-5,16	A	-4,12	N	-18,51	MA
2002	-6,80	A	-1,38	N	-5,65	A	-2,41	N	-8,62	A	-27,34	MA
2003	-6,73	A	-8,60	A	12,15	E	-1,80	N	-10,14	MA	-22,88	MA
2004	-1,67	N	-2,22	N	2,21	N	2,35	N	-4,73	N	-28,55	MA
2005	-2,75	N	-2,59	N	1,24	N	1,50	N	-7,05	A	-17,67	MA
2006	2,05	N	-0,36	N	-2,37	N	5,08		-6,54	A	-17,20	MA

³ Vale lembrar que em 2007 não foi considerado o segundo semestre.

2007	-3,98	N							
Ano	semestre 1		semestre 2		Ano	semestre 1		semestre 2	
	IF	Post.	IF	Post.		IF	Post.	IF	Post.
1998			-		1999			-	
	10,12		22,34					12,39	
	0	ME	3	MA		-4,664	N	8	MA
2000			-		2001			-	
	24,91		11,41					30,04	
	7	ME	0	MA		29,24	5	ME	0
2002			-		2003			-	
	17,66		52,19					38,01	
	2	ME	2	MA		10,68	7	ME	2
2004			-		2005			-	
	36,19		32,60					27,31	
	1	ME	1	MA		26,89	2	ME	6
2006			-		2007				
	38,84		19,34					28,00	
	5	ME	2	MA		28,00	9	ME	

Nota: IF (impulso fiscal), Post. (postura), Neutra (N), Austera (A), Muito Austera (MA), Expansionista (E), Muito Expansionista (ME).

Dada a discrepância entre os semestres, surge uma nova questão: qual é o impacto desta temporalidade fiscal na sustentabilidade da dívida pública? Com o objetivo de responder a esta pergunta, foi testada a estacionariedade da dívida a cada semestre. De acordo com os testes realizados (vide tabelas 11 e 12), constatou-se que apesar da alternância de postura ao longo dos anos, a sustentabilidade da dívida só é modificada no primeiro semestre de 2006.

Não houve convergência entre os testes supracitados para o ano de 2005. O teste KPSS indicou não sustentabilidade da dívida pública em oposição aos resultados apresentados pelos testes ADF e PP. A convergência entre os testes ocorreu no primeiro semestre de 2006 indicando a não sustentabilidade da dívida pública. O motivo para tal mudança pode ter sido a postura do governo no período. Nos seis primeiros meses de 2006 o impulso fiscal foi de 38,8 (maior valor entre todos os semestres sob análise) evidenciando uma postura “muito expansionista”.

Segundo a definição de Alesina e Perotti (1995), uma política fiscal de ajuste, neste caso uma postura tida como “austera” ou “muito austera” em t , é considerada uma política de “sucesso”, se em $t + 3$ a razão dívida/PIB se reduzir em pelo menos cinco pontos percentuais (p.p.). O presente trabalho faz uso do mesmo critério para classificar uma política fiscal de ajuste como de “sucesso” ou “sem sucesso”, considerando os anos em que a medida de impulso fiscal estimada evidenciou uma postura “austera” e “muito austera”.

Tabela 11 - Testes de raiz unitária e estacionariedade da dívida pública

	Período	lag	estatística	valores críticos			Especificação
				1%	5%	10%	
ADF	jan/1998-jun/1999	0	2,51	2,65	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/1999	0	2,74	-2,63	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2000	0	2,93	-2,63	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2000	0	3,06	-2,61	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2001	0	3,45	-2,61	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2001	0	3,65	-2,60	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2002	0	4,06	-2,60	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2002	0	4,06	-2,60	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2003	0	3,78	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2003	0	3,98	-2,60	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2004	0	4,08	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2004	0	4,08	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2005	0	4,08	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2005	0	4,19	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2006	0	4,24	-2,58	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2006	0	-2,06	-3,48	-2,88	-2,58	Com constante
	jan/1998-jun/2007	0	-2,20	-3,48	-2,88	-2,58	Com constante
PP	jan/1998-jun/1999	6	3,10	2,65	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/1999	5	3,17	-2,63	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2000	4	3,16	-2,62	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2000	4	3,21	-2,61	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2001	4	3,62	-2,61	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2001	4	3,78	-2,60	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2002	4	4,25	-2,60	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.

	jan/1998-dez/2002	3	4,42	-2,60	-1,95	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2003	2	3,92	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2003	2	4,12	-2,60	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2004	1	4,13	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2004	1	4,09	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2005	2	4,13	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2005	2	4,22	-2,59	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-jun/2006	2	4,25	-2,58	-1,94	-1,61	Sem const. e sem tend.
	jan/1998-dez/2006	2	-2,10	-3,48	-2,88	-2,58	Com constante
	jan/1998-jun/2007	2	-2,26	-3,48	-2,88	-2,58	Com constante
KPS S	jan/1998-jun/1999	4	0,16	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-dez/1999	4	0,14	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-jun/2000	4	0,11	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-dez/2000	5	0,14	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-jun/2001	5	0,17	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-dez/2001	6	0,17	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-jun/2002	6	0,19	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-dez/2002	6	0,16	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-jun/2003	6	0,15	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-dez/2003	6	0,16	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-jun/2004	6	0,19	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-dez/2004	7	0,20	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-jun/2005	8	0,221	0,216	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-dez/2005	8	0,25	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-jun/2006	9	0,26	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-dez/2006	9	0,28	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência
	jan/1998-jun/2007	9	0,30	0,22	0,15	0,12	Com const. e tendência

Tabela 12 - Testes de cointegração

Engle-Granger (Teste ADF sobre os resíduos da regressão – não foi utilizado constante ou tendência)	Período	Lag	estatística-t		Valores críticos	
					1%	5%
	jan/1998-jun/1999	0	-4,70		2,65	-1,95
	jan/1998-dez/1999	0	-4,94		-2,63	-1,95
	jan/1998-jun/2000	0	-5,12		-2,63	-1,95
	jan/1998-dez/2000	0	-5,45		-2,61	-1,95
	jan/1998-jun/2001	0	-5,80		-2,61	-1,95
	jan/1998-dez/2001	0	-5,78		-2,60	-1,95
	jan/1998-jun/2002	0	-6,88		-2,60	-1,95
	jan/1998-dez/2002	0	-7,00		-2,60	-1,95
	jan/1998-jun/2003	0	-7,49		-2,59	-1,94
	jan/1998-dez/2003	0	-7,51		-2,60	-1,94
	jan/1998-jun/2004	0	-8,19		-2,59	-1,94
	jan/1998-dez/2004	0	-8,34		-2,59	-1,94
	jan/1998-jun/2005	0	-8,95		-2,59	-1,94
	jan/1998-dez/2005	11	-2,02		-2,59	-1,94
	jan/1998-jun/2006	11	-2,19		-2,59	-1,94
	jan/1998-dez/2006	11	-2,17		-2,59	-1,94
	jan/1998-jun/2007	11	-2,36		-2,58	-1,94
Johansen (constante na equação de cointegração)	Período	H ₀	Autovalor	Traço	Valores críticos	
					1%	5%
	jan/1998-jun/1999	R = 0	0,46	17,24	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,19	6,03	3,84	6,63
	jan/1998-dez/1999	R = 0	0,40	17,30	14,26	19,94
		R ≤ 1	0,04	1,49	3,84	6,63
	jan/1998-jun/2000	R = 0	0,35	17,23	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,15	6,73	3,84	6,63
	jan/1998-dez/2000	R = 0	0,35	19,57	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,04	1,93	3,84	6,63
	jan/1998-jun/2001	R = 0	0,34	21,29	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,04	2,00	3,84	6,63
	jan/1998-dez/2001	R = 0	0,32	22,11	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,03	1,53	3,84	6,63
	jan/1998-jun/2002	R = 0	0,33	27,07	15,49	18,52
		R ≤ 1	0,03	2,13	3,84	6,63
	jan/1998-dez/2002	R = 0	0,32	26,43	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,03	0,186	3,84	6,63
	jan/1998-jun/2003	R = 0	0,33	30,58	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,02	1,47	3,84	6,63
	jan/1998-dez/2003	R = 0	0,32	31,04	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,003	0,39	3,84	6,63
	jan/1998-jun/2004	R = 0	0,34	36,10	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,01	1,05	3,84	6,63
	jan/1998-dez/2004	R = 0	0,33	37,05	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,002	0,20	3,84	6,63
	jan/1998-jun/2005	R = 0	0,27	30,99	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,001	0,15	3,84	6,63
	jan/1998-dez/2005	R = 0	0,26	31,22	14,26	18,52
		R ≤ 1	0,0001	0,014	3,84	6,63
	jan/1998-jun/2006	R = 0	0,25	31,40	14,26	18,52

jan/1998-dez/2006	$R \leq 1$	0,002	0,28	3,84	6,63
	$R = 0$	0,23	30,43	14,26	18,52
jan/1998-jun/2007	$R \leq 1$	0,00002	0,003	3,84	6,63
	$R = 0$	0,245	34,37	14,26	19,94
	$R \leq 1$	0,002	0,22	3,84	6,63

Para os nove anos em que foi estimado o impulso fiscal, nenhum ano apresentou uma postura “austera”, e em apenas três anos a postura foi classificada como “muito austera”. Em 1999, ano em que o valor do impulso fiscal foi de -12,22, a dívida pública era 44,5% do PIB. No mês de janeiro, devido à crise cambial, a razão dívida/PIB saltou de 38,9% para 47,1%. Porém, ao longo do ano a razão dívida/PIB apresentou uma trajetória decrescente e se estabilizou em torno de 45%. O ajuste realizado neste ano, não foi uma política sustentável ou de longo prazo, pois em todos os anos que se seguiram a razão dívida/PIB apresentou valores superiores. A relação continuou a aumentar, chegando em 2002 a 50,5% (vide tabela 13). Destarte, a política de ajuste implementada em 1999 não pode ser considerada como um “sucesso”, levando em consideração os critérios adotados.

Tabela 13
Sucesso dos Ajustes da Política Fiscal

	dívida/PIB no ano t	t+1	T+2	t+3
1999	44,5%	45,5%	48,4%	50,5%
2002	50,5%	52,4%	47,0%	46,5%
2003	52,4%	47,0%	46,5%	44,9%

Outra análise pertinente é como esses ajustes foram feitos, isto é, se por aumento da arrecadação (aumento da receita), ou diminuição dos gastos (diminuição da despesa). Analisando os dados de ambas as variáveis, tanto os valores observados quanto os valores ajustados (vide figura 2), percebe-se que em 1999 as variáveis observadas agiram no sentido do ajuste, isto é, houve um aumento acima da média da arrecadação e um aumento abaixo da média dos gastos do governo federal. Entretanto, o aumento da despesa ficou mais distante da média do que o da receita, ou seja, o ajuste da política fiscal considerando os dados observados foi feito principalmente via contenção da despesa. Quando os dados ajustados são analisados, a austeridade foi menos severa (em consonância com a figura 3), pois a receita ajustada ficou pouco abaixo da média, enquanto que a despesa ficou abaixo da média.

Em 2002, a receita observada apresentou um aumento muito acima da média do período 1997-2006, enquanto que o aumento da despesa ficou pouco acima da média. Os dados ajustados da receita acusaram um aumento igual à média do período, enquanto as despesas aumentaram abaixo da média. Assim, pelos dados observados o ajuste fiscal foi feito pela receita, enquanto que pelos dados ajustados via despesa. Neste ano a austeridade indicada também confirma o observado na figura 3.

No último ano que apresentou uma postura “muito austera”, 2003, tanto o aumento da receita quanto o da despesa observada ficaram abaixo da média, enquanto que os aumentos das variáveis ajustadas ficaram acima da média. Este fato em si, não permite nenhuma conclusão relevante. Porém, quando se analisa a magnitude dos aumentos, nota-se que nos dados observados, a diferença da despesa em relação à sua média é mais acentuada que na receita, isto é, o ajuste fiscal ocorreu mais pela despesa do que pela receita. Realizando a mesma análise para os dados ajustados, percebe-se que a superioridade da receita em relação à média é maior que a da despesa, permitindo a mesma conclusão. Em 2003, quando se analisa os dados observados, o ajuste fiscal se deu pela contenção da despesa, ao mesmo tempo em que na análise dos dados ajustados, o ajuste fiscal foi realizado via receita.

O “sucesso” ou não dos ajustes, pode, de certa forma, estar ligado à maneira como ele foi feito, ou seja, se via aumento da arrecadação ou via contenção de gastos. A tabela 14 confirma a análise. Levando-se em conta os dados observados, nenhuma conclusão relevante pode ser feita, tendo em vista que *a priori* não há relação entre os resultados. Entretanto, quando se leva em conta os dados ajustados, há uma evidência interessante - quando o ajuste é realizado via contenção dos gastos o resultado indica “sem sucesso”; enquanto que ao ser

feito via aumento da arrecadação, a razão dívida/PIB apresenta uma diminuição sustentável ao longo do tempo, determinando assim um “sucesso”.

Tabela 14
Relação entre o Ajuste Fiscal e as Variáveis de Ajuste

	Ajuste da Política Fiscal	Variável Responsável pelo Ajuste	
		dados observados	dados ajustados
1999	sem sucesso	despesa	despesa
2002	sem sucesso	receita	despesa
2003	com sucesso	despesa	receita

5. Conclusão

O resultado anual do impulso fiscal revelou uma postura significativamente austera entre 1998 e 2006. Essa austeridade se deve principalmente ao ajuste fiscal adotado pelo governo brasileiro como contrapartida ao empréstimo feito junto ao FMI em 1998. Os anos em que a postura apresentou característica mais austera foram 1998, quando se iniciou o processo de ajuste fiscal, e os anos em que ocorreram as crises mais graves (1999, 2002 e 2003).

Quanto à influência dos ciclos econômicos, quando se considera todo o período (1998-2006), os resultados evidenciam uma “influência austera”. Ou seja, o ambiente macroeconômico intensificou a postura austera do governo. Comparando o sentido da influência do ambiente econômico, se no sentido austero ou expansionista, observa-se que a crise cambial ocorrida em 1999 contribuiu para a austeridade do governo. Por outro lado, a crise eleitoral (2002-2003) agiu no sentido expansionista. Ou seja, a diferença entre os déficits primários observados subestimou a austeridade do governo. Ademais, foi verificado que em períodos de estabilidade econômica, com crescimento significativo do PIB (2000 e 2004), o ambiente macroeconômico influenciou de forma austera, aumentando a arrecadação federal e facilitando a obtenção de resultados fiscais mais superavitários.

Os testes aplicados, tanto de discricionariedade da política fiscal e o de sustentabilidade da dívida, quando se considera todo o período (1998-2007) apontaram para uma dívida pública não sustentável, embora a política fiscal tenha sido extremamente austera. Este resultado se deve ao elevado custo da dívida pública interna brasileira. Apesar dos elevados superávits primários apresentados, estes não foram suficientes para pagar o serviço da dívida. Dessa forma, o montante da dívida pública em todo o período apresentou uma trajetória crescente. Em suma, o esforço do governo foi mais no sentido de melhorar a composição da dívida do que em diminuí-la.

Com a pretensão de aprofundar a análise acerca dos ajustes fiscais, se conjecturou sobre a forma que eles foram feitos, se via aumento da arrecadação ou por meio da diminuição dos gastos. A análise foi feita tanto pelos dados observados, quanto pelos dados ajustados (quando se exclui a influência do ambiente macroeconômico). Considerando os dados observados, constatou-se que em 1999 e 2003 os ajustes fiscais foram realizados via despesa, enquanto que em 2002 via receita. Quanto à análise dos dados ajustados, constatou-se que em 1999 e 2002 os ajustes fiscais foram realizados via despesa, enquanto que em 2003 pela receita.

Os resultados supracitados, quando conjugados à análise de sucesso dos ajustes mostrou-se relevante. Uma associação interessante entre o resultado do ajuste fiscal (“sucesso” ou “não sucesso”) com a forma como o ajuste foi realizado pode ser feita. Nos anos em que o ajuste fiscal foi feito via diminuição dos gastos, não houve sucesso na redução da razão dívida/PIB em cinco p.p.. Porém, quando o ajuste foi realizado via aumento da arrecadação, o governo conseguiu fazer com que a razão dívida/PIB decrescesse o necessário

para a obtenção do “sucesso”.

6. Referências bibliográficas

- ALESINA, A. e PEROTTI, R. (1995), “Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD Countries”, NBER Working Papers series, *working paper* nº 5214, Agosto.
- BARRO, R. (1997), “Optimal Management of Indexed and Nominal Debt”, NBER Working Paper N. 6197.
- _____, (1999), “Notes on Optimal Debt Management”, *Journal of Applied Economics*, V. 2, November, 281-289.
- BEVILAQUA, A. e WERNECK, R. (1997), “Fiscal Impulse in the Brazilian Economy, 1989-1996”, Departamento de Economia, Texto para Discussão PUC-RJ nº379, Outubro.
- _____; GARCIA, M. G. P. (2000), “Debt Management in Brazil: Evaluation of the Real Plan and Challenges Ahead”, World Bank Working Paper N. 2402.
- BLANCHARD, O. (1990), “Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators”, OECD Economics and Statistics Department, *Working Paper* N. 79, Abril.
- BOHN, H. (1995), “The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, V.27, 257-271.
- _____. (1998), “The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits”. *The Quarterly Journal of Economics*, V. 113, N. 3, 949-963.
- BORGES, B.L. (2006), “Sustentabilidade e Limites de Endividamento Público: o caso brasileiro”. Brasília: ESAF.
- CHOURAQUI, J., HAGEMANN, R. P., SARTOR, N. (1990), “Indicators of Fiscal Policy: A Re-Examination”, OEDC Economics Department Working Papers, nº78, OECD Publishing.
- de MENDONÇA, H. F.; PIRES, M. C. C. (2007). “Capital Account Liberalization and Inflation: Evidence from Brazil”. *Applied Economics Letters*, V. 14, 483-487.
- GOLDFAJN, I.; e PAULA, A. (2000), “Uma Nota Sobre a Composição da Dívida Pública – Reflexões para o Caso Brasileiro”, *Revista de Economia Aplicada*, V. 4, N. 4, 667-681.
- GRAMLICH, E.M. (1990), “Fiscal Indicators”, OECD Economics Department Working Papers, nº 80, OECD Publishing.
- GUJARATI, D.N. (2000), “Econometria Básica”, 3ed. São Paulo: Makron Books.
- HAKKIO, C.S. and RUSH, M. (1991), “Is the Budget Deficit “Too Large?”” *Economic Inquiry*, V. 29, 429-445.
- HAMILTON, J.D. and FLAVIN, M.A. (1986), “On the Limitations of Government Borrowing: a Framework for Empirical Testing”. *The American Economic Review*, V. 76, N. 4, 808-819.
- LUCAS, R.E. (1972), “Expectations and the Neutrality of Money”, *Journal of Economic Theory*, V. 4, N. 2, 103-124.
- _____. (1976), “Economic Policy Evaluation: A Critique”, in Karl Brunnner and Allen H. Meltzer (ed.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, North-Holland.
- LUPORINI, V. (2000), “Sustainability of the Brazilian Fiscal Policy and Central Bank Independence”. *Revista Brasileira de Economia*, V.54, N. 2, 201-226.
- ROCHA, F. (1997). “Long-Run Limits on the Brazilian Government Debt”. *Revista Brasileira de Economia*, V. 51, N. 4, 447-470.
- SARGENT, T.J. e WALLACE, N. (1975), “Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule”, *Journal of Political Economy*, V. 83, N. 2, 241-254.
- TREHAN, B. e WALSH, C. (1988). “Common Trends, the Government Budget Constraint, and Revenue Smoothing”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, V.12, 425-444.