

Teste de Sustentabilidade da Dívida, Ajuste Fiscal no Brasil e Conseqüências para o Produto¹

Aurélio Bicalho (Banco Itaú)
João Victor Issler (EPGE-FGV)

1 Introdução

Política fiscal é tema de grande relevância na agenda dos formuladores de política econômica. Na esfera política também se observa essa relevância, pois há uma clara percepção que estamos afrouxando as tênues amarras fiscais representadas pelas metas de superávit primário ora em vigor. Como se sabe, nossas atuais metas requerem o cumprimento de superávit primário de X% como proporção do PIB, mas não determina tetos ao aumento dos impostos e gastos. Isso gera uma situação desconfortável. Por exemplo, podemos cumprir uma meta de 5% arrecadando 99% do PIB e gastando 94%, ou arrecadando 25% do PIB e gastando

¹ Ambos os autores agradecem aos comentários feitos por participantes do seminário em homenagem aos 65 anos de Dionísio Dias Carneiro Neto. João Victor Issler agradece a Dionísio pela sua generosidade e atenção dispensadas quando este orientou sua Dissertação de Mestrado na PUC-Rio nos anos oitenta. Todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. João Victor Issler agradece ao apoio financeiro do CNPq, da FAPERJ e do INCT.

20%. É óbvio que há uma tremenda diferença a longo prazo em termos de crescimento do produto entre ambos os cenários acima.

Em geral, a maneira como o governo financia seu déficit tem efeito nas decisões dos agentes econômicos sobre o quanto consumir e como alocar a sua poupança entre os ativos existentes no mercado. A emissão de dívida é um mecanismo disponível ao governo para financiar um desequilíbrio nas contas públicas em que a despesa excede a arrecadação de tributos. Entretanto, como enfatizam Sargent e Wallace (1981), quando o desequilíbrio fiscal é permanente e a expectativa do mercado é de trajetória insustentável para a dívida pública no médio e longo prazos, o governo não consegue se financiar via emissão de títulos, restringindo-se a utilizar a emissão monetária como meio de saldar seus compromissos, causando pressão inflacionária. Portanto, dívida pública sustentável é condição necessária para a estabilidade macroeconômica.

Intuitivamente, um dado nível de dívida pública é sustentável se a restrição orçamentária do governo é satisfeita em termos de valor presente, sem a necessidade de grandes mudanças futuras no superávit primário. Isto significa que o estoque de dívida corrente deve ser igual ao valor presente dos superávits primários esperados no futuro.

Neste estudo, faz-se uma análise econométrica para verificar se os dados fiscais pós-Plano Real satisfazem às condições de sustentabilidade da dívida pública brasileira. Além disso, caso a dívida seja sustentável, perguntamos em que proporção o valor presente de receitas e gastos são usados para ajustar o orçamento do governo a partir de desequilíbrios causados por choques de receita e despesa. Em outras palavras, a partir de um choque corrente nos gastos ou nos impostos, o governo precisa compensar este choque por meio de mudanças no valor

presente dos impostos e gastos futuros para assim garantir a sustentabilidade. Pode-se estimar em que proporções isso foi feito no passado, usando as séries históricas de gasto, receita e dívida.

Dada a vasta literatura existente sobre o assunto, opta-se aqui por utilizar o método proposto por Bohn (1991), anteriormente aplicado ao Brasil por Issler e Lima (2000), que usam dados fiscais anuais de 1947 até 1992. Este método será aplicado tanto para testar a hipótese de sustentabilidade da dívida pública em proporção do PIB quanto para avaliar a distribuição do ajuste fiscal no Brasil entre tributos e gastos.

Na literatura econômica há uma variedade de testes empíricos sobre sustentabilidade da dívida. Hamilton e Flavin (1986), por exemplo, testam se o déficit orçamentário segue um processo estocástico estacionário. Se o teste não rejeita essa hipótese, então o déficit é consistente com a restrição orçamentária do governo. Hakkio e Rush (1991) aplicam a análise de cointegração aos dados de gasto e receita como metodologia para testar a restrição orçamentária intertemporal do governo nos Estados Unidos. Neste modelo, são feitas hipóteses sobre o processo estocástico seguido pelas variáveis fiscais. Outro teste de sustentabilidade que segue a literatura de cointegração é o proposto por Trehan e Walsh (1988). A sustentabilidade da dívida está relacionada à existência de um vetor de cointegração entre as variáveis gasto, receita e dívida. Este teste é o primeiro passo para a aplicação do modelo desenvolvido em Bohn (1991), cujo objetivo é estimar o mecanismo de ajuste do governo quando há choques fiscais correntes.

No Brasil, a literatura aplicada de testes de sustentabilidade de dívida pública é razoavelmente desenvolvida. Pelo menos desde o pós-guerra até meados dos anos noventa, a economia Brasileira sofreu com problemas crônicos de déficit

público e de alta inflação. Mesmo assim, observou-se raros episódios de aumento incontrolado da dívida pública, o que leva a crer que o endividamento do governo foi sustentável nesse período, conclusão a que chegam Pastore (1995) e Rocha (1997), que aplicaram os testes de sustentabilidade da dívida pública propostos por Hamilton e Flavin (1986), Trehan e Walsh (1991), e Hakkio e Rush (1991) a dados Brasileiros. Issler e Lima (2000), além de testar a sustentabilidade da dívida, fizeram a estimativa de como o governo ajusta o valor presente de seus gastos e impostos futuros quando ocorrem inovações correntes nestas variáveis. De acordo com suas estimativas, o gasto do governo foi exógeno fraco para o período entre 1947-1992. Isto significa que choques nos impostos não afetam o valor presente dos gastos, sendo todo o ajuste feito através do valor presente dos impostos.

Com a implementação do Plano Real em 1994, a arrecadação através da senhoriagem declinou consideravelmente. Portanto, é interessante verificar se o governo ajustou seus gastos e receitas de maneira suficiente para manter a dívida sustentável. Issler e Lima (2000) preconizam que a queda da inflação com a implementação do Plano Real (e a conseqüente redução da arrecadação com imposto inflacionário), aliada ao rápido aumento dos gastos observado pós-1994, apresenta ao governo dois caminhos polares para restaurar o equilíbrio de longo prazo das contas públicas. Supondo um processo exógeno para os gastos, temos: (i) aumentar os impostos, excluindo a senhoriagem; ou (ii) elevar as receitas com senhoriagem. Em se concretizando a primeira alternativa, prevêem que o Brasil se tornaria o país com maior taxaço na América Latina (algo que se concretizou). No caso da segunda, dizem que a inflação voltará a níveis inaceitáveis para a população brasileira. Obviamente, uma solução natural seria reverter a

exogeneidade dos gastos, mas isso requer um esforço de política econômica que pode ser muito custoso em termos políticos.

Aqui, revisitamos os testes de sustentabilidade da dívida pública para o período pós-Real (especificamente para o período entre 1997:02 a 2008:08). Estes são comparados aos obtidos por Issler e Lima para o período pré-estabilização da inflação – 1947-92. Os resultados mostram que a dívida continuou sustentável. Além disso, os gastos continuaram exógenos fracos a longo prazo, o que caracteriza a nossa política fiscal como *spend-and-tax*. Portanto, conclui-se que o governo, até o momento, optou pelo aumento de impostos para garantir a sustentabilidade da dívida pública. O exemplo disso é o crescimento da receita do governo central entre 1997 e 2008. Em 1997, esta representava 16,9% do PIB. Em 2008, esse valor passou para 23,8% do PIB.

Dado que a carga tributária subiu ao longo dos últimos anos para manter a sustentabilidade da dívida pública, esse aumento da carga tributária, na margem, foi extremamente elevado. Isso pode ser demonstrado pelas simples contas implementadas por Cardoso (2007). Como as empresas olham para a alíquota marginal para decidir aonde investir, é evidente que a política fiscal praticada desde a estabilidade monetária inibe a ampliação da capacidade produtiva e o crescimento no longo prazo, embora seja suficiente para manter a sustentabilidade da dívida.

Ao optar por mais tributos ao invés de fazer um ajuste fiscal via redução de gastos e aumento da eficiência na despesa pública, o governo escolhe, simultaneamente, crescer menos no futuro. Ferreira e Nascimento (2009) mostram as conseqüências sobre o produto de mudanças nos tributos. Os resultados mostram os ganhos de produto a longo prazo (e de bem-estar) para a sociedade advindos de uma política fiscal de redução da taxaçoão *across the board*.

Os resultados empíricos desse artigo, em conjunto com os que relacionam política fiscal e crescimento a longo prazo, reforçam a conclusão de que a manutenção da política de superávits primários no setor público é importante e necessária para a sustentabilidade da dívida pública. No entanto, a composição do superávit primário pode ser alcançada com infinitas combinações de gastos e carga tributária, como o exemplo do primeiro parágrafo deixa claro. A composição escolhida desde a estabilização da economia, em 1994, e exacerbada desde então, é perversa ao crescimento no longo prazo, pois enfatiza o aumento da carga tributária de forma a acomodar os aumentos inesperados de despesas, cujo comportamento é exógeno ao sistema.

A longo prazo, a mecânica dos ajustes fiscais no Brasil prejudica o crescimento da renda, o que erode a própria base de arrecadação. Logo, o *modus operandi* fiscal brasileiro precisa ser revisto. Preferencialmente, devemos optar por um modelo em que os gastos públicos não sejam exógenos, que recursos públicos sejam gastos de forma eficiente, e que a carga tributária não desestimize o produto a longo prazo. Todos esses componentes não são observados na política fiscal atual.

Subjacente a esta questão está a ligação do crescimento do produto e do juro real a longo prazo no Brasil, tema que tanto espaço ocupa em artigos científicos e na *mídia* brasileiras no momento. *Ceteris paribus*, Quanto mais arriscado for um título de dívida, mais o tomador terá que remunerar os potenciais emprestadores. Logo, se caminarmos em direção a uma política fiscal que estimule a eficiência do gasto, aprofundando a queda da carga tributária, seremos capazes de acelerar a trajetória de queda do peso do endividamento público – fator de redução do juro real a longo prazo – o que tem repercussão positiva sobre o produto a longo prazo.

Além dessa introdução, o estudo apresenta mais 6 seções: na seção 2 apresenta-se uma análise da dinâmica da dívida entre 1994 e 2008; a seção 3 traz a restrição orçamentária intertemporal do governo e os modelos; na seção 4 a base de dados é discutida; na seção 5 apresenta-se os resultados empíricos; na seção 6 são discutidas as conseqüências para o produto; e a conclusão está na seção 7.

2 Revisão de Literatura e Dinâmica da Dívida

No Brasil, nos períodos de elevada inflação, o governo era extremamente dependente da senhoriagem para equilibrar as suas contas. Isto é comprovado empiricamente a partir de testes de sustentabilidade da dívida pública aplicados em períodos de inflação alta (ROCHA, 1997; ISSLER e LIMA, 2000).

Rocha (1997) analisou o período entre janeiro de 1980 e julho de 1993, aplicando dois testes de sustentabilidade da dívida pública real: teste de Trehan e Walsh (1991) e o teste de Hakkio e Rush (1991). Para o teste de Hakkio e Rush foram utilizadas séries de gasto e receita do Tesouro Nacional. Por um lado, os testes de Trehan e Walsh indicam que a dívida pública real no período em análise foi insustentável. Por outro lado, o teste de Hakkio e Rush permite concluir pela sustentabilidade da dívida pública real, mas sob a hipótese de que a receita do governo inclui uma parcela advinda do imposto inflacionário. Portanto, a sustentabilidade da dívida pública real era dependente da receita de senhoriagem. Porém, com a implementação do Plano Real em 1994 a inflação cedeu e o governo, a partir de então, viu reduzir significativamente esta fonte de arrecadação.

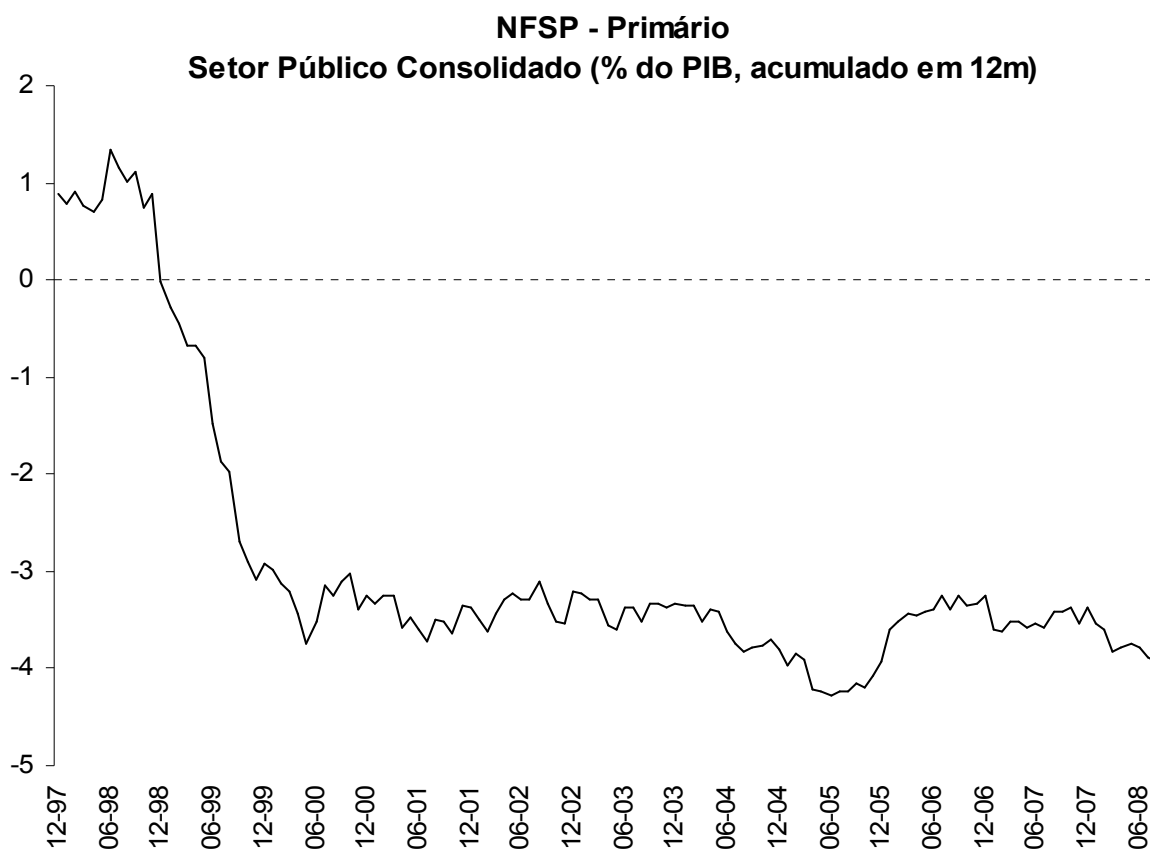
Com a redução da receita decorrente da alta dos preços, a tendência era de aumento da relação dívida-PIB. No entanto, a arrecadação com as privatizações

permitiu o governo conciliar o aumento do déficit público com a estabilidade da dívida. Contudo, esta combinação poderia ser mantida somente por um período limitado de tempo.

Além disso, uma característica marcante do período inicial do Plano Real foi a alta dos juros, que tinha como objetivo atrair capital estrangeiro para aumentar o nível das reservas internacionais e dar credibilidade à âncora cambial. Juros reais elevados implicam em alto serviço da dívida. Assim, desenhava-se uma combinação perversa: serviço da dívida em trajetória ascendente e deterioração do resultado primário do governo.

A figura 1 mostra a evolução da necessidade de financiamento do setor público (NFSP) consolidado ou déficit primário (não considera a despesa com pagamento de juros).

Figura 1



Fonte: Ipeadata

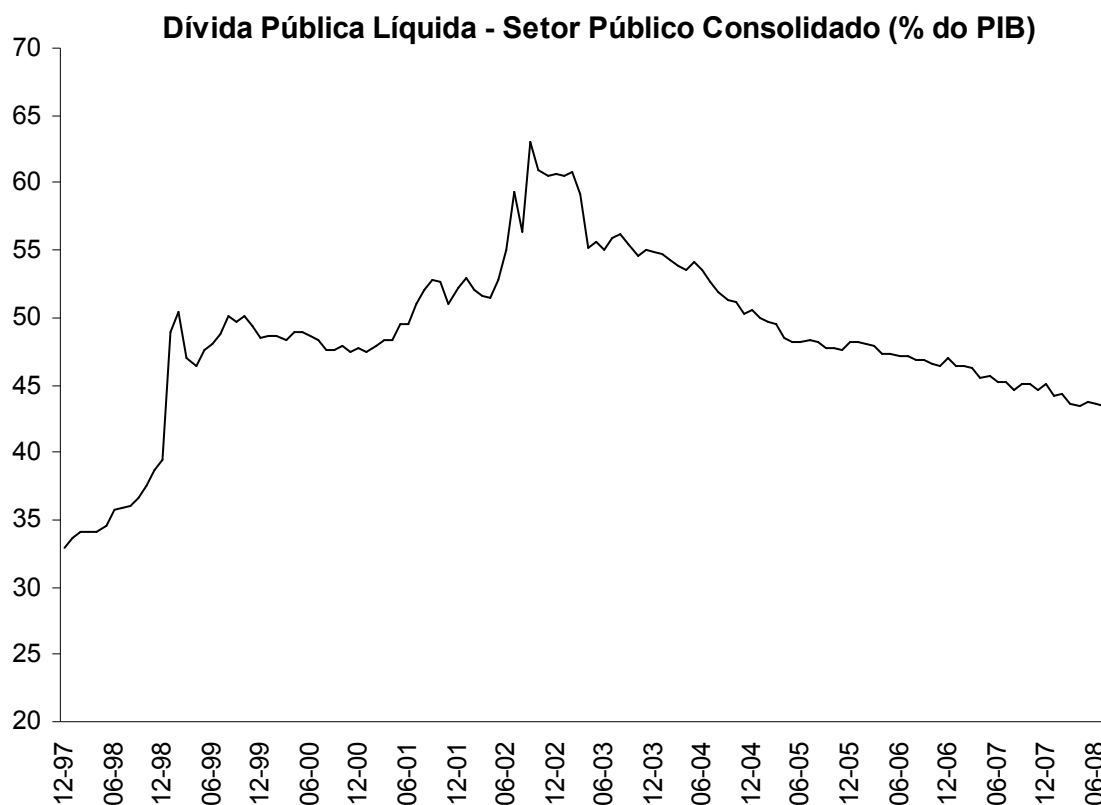
Nos anos de 1994 e 1995 o governo fez uso de uma solução paliativa para o problema fiscal, criando algumas fontes temporárias de financiamento, como por exemplo, o chamado Fundo Social de Emergência (FSE). Outros mecanismos utilizados como elementos temporários de contenção fiscal foram: a receita do IPMF, que se transformou em CPMF; receita de concessões de prestação de serviço público ao setor privado; e o componente extraordinário de aumento da receita do imposto de renda (IR). De acordo com Giambiagi e Além (2001), o FSE se constituía em: a) reduzir temporariamente em 20% da receita do PIS-PASEP e do salário-educação o repasse automático ao BNDES e ao pagamento do seguro-desemprego; e b) possibilitar ao governo federal reter a parcela do IR na fonte sobre o salário dos funcionários públicos federais que teria de ser transferida a Estados e municípios através dos fundos de participação.

Porém, na segunda metade da década de 90, uma seqüência de crises em mercados emergentes com regime de câmbio fixo acabou contagiando a economia brasileira, deixando a opção de desvalorizar o real como a única saída da crise. Isso elevou a razão dívida-PIB e forçou o governo a promover um ajuste mais profundo nas contas públicas, além do compromisso de maior disciplina fiscal a partir de 1999.

A desvalorização do câmbio teve efeito maléfico sobre a razão dívida-PIB. Em fins de 1998, havia receio do mercado de que o Brasil, assim como os asiáticos em 1997 e os russos em 1998, desvalorizar-se-ia sua moeda. Como proteção, o mercado aumentou a demanda por dólar. Para evitar a perda de reservas, o Banco Central passou a emitir títulos indexados à moeda americana, oferecendo hedge ao mercado. Isto elevou a proporção de títulos cambiais para 20% do total da dívida pública. Por isso, quando ocorreu a desvalorização do real, o impacto sobre a razão

dívida-PIB foi elevado, ainda mais num ambiente de baixo crescimento econômico. A figura 2 traz a evolução da razão dívida-PIB desde dezembro de 1997²

Figura 2



Fonte: Ipeadata

² A dívida pública brasileira no passado recente teve um novo componente importante, os chamados *hidden liabilities* ou "esqueletos". O reconhecimento destes passivos contribuiu para o aumento da dívida. Além disso, a composição da dívida é precária, pois continua com uma parcela significativa de títulos indexados ao câmbio. Outra fonte de volatilidade é a sua maturidade, que é concentrada em títulos com prazos curtos de vencimentos, deixando a relação dívida-PIB vulnerável a mudanças conjunturais de curto prazo. Isto representa um risco para a sustentabilidade da dívida.

Nesse período de rápida elevação da dívida, tornava-se clara a necessidade de uma política de superávits primários consistentes. Havia muita incerteza quanto à sustentabilidade da dívida pública brasileira no final da década de 90.

Para evitar uma crise de maiores proporções, o governo fechou um acordo com o FMI em que a instituição disponibilizaria ao Brasil US\$ 42 bilhões para saque. Em contrapartida, o governo brasileiro teve que se comprometer, principalmente, em adotar uma trajetória crescente de superávit primário em razão do PIB - 3,10% em 1999, 3,25% em 2000 e 3,35% em 2001. O governo cumpriu as metas de superávit primário desde 1999.

No segundo semestre de 2002, a moeda brasileira sofreu uma nova onda de desvalorização. O período eleitoral, em que a oposição liderava as pesquisas de opinião pública, deixou o mercado com dúvidas quanto à continuidade da política econômica do governo anterior. Neste cenário, a dívida voltou a subir, pressionada principalmente pelos títulos indexados ao câmbio.

Após as eleições, o novo governo anunciou um ajuste fiscal ainda mais rigoroso, comprometendo-se com uma meta de superávit primário de 4,25% do PIB. Em 2003 o governo alcançou 4,36% do PIB de superávit primário, superando a meta para o ano. Para 2004, a meta de 4,25% foi mantida³. De fato, de 2000 até o período atual (excluindo os anos de 2009 e 2010 em que a política fiscal foi utilizada como instrumento anticíclico no combate aos impactos da crise internacional), o superávit primário tem oscilado em torno do mesmo patamar, contribuindo para manter a razão dívida-PIB em trajetória cadente por vários anos.

Luporini (2001) aplicou o teste do modelo elaborado por Bohn (1998) para os dados anuais de 1966 a 2000, período que abrange tanto alguns anos de

³ Devido à revisão das Contas Nacionais em 2007, existe uma discrepância entre os dados das figuras 1 e 2 e as informações do texto. A revisão da Contas Nacionais elevou o PIB de 2007 em cerca de 10% em termos nominais, impactando as medidas fiscais em proporção do PIB.

hiperinflação como também de estabilidade do nível de preços. De acordo com as equações estimadas, a dívida pública doméstica federal foi insustentável nesse período, sinalizando a necessidade de mudança na política fiscal.

Giambiagi e Ronci (2004) analisaram a política fiscal brasileira e a sustentabilidade da dívida pública nos anos do governo Fernando Henrique Cardoso (1995-2002). Como já discutido anteriormente, até 1999 o governo optou por ter déficits primários, revertendo essa política após a flexibilização do câmbio em janeiro de 1999.

Para testar a sustentabilidade da dívida pública brasileira, Giambiagi e Ronci (2004) seguiram a técnica apresentada por Wilcox (1989). Por esse método, se a dívida pública descontada for estacionária, então há sustentabilidade. O teste foi aplicado para a dívida líquida real do setor público consolidado, utilizando como fator de desconto a taxa de juros Selic deflacionada pelo índice geral de preços (IGP).

A hipótese de raiz unitária não foi rejeitada pelo teste Dickey-Fuller Aumentado, o que significa que a dívida pública real foi insustentável de janeiro de 1995 a dezembro de 2002. Testes para subperíodos da amostra foram feitos, mas indicaram insustentabilidade mesmo para o período 1999-2002, momento de maior esforço fiscal do governo Fernando Henrique Cardoso.

O período analisado por Giambiagi e Ronci (2004) tem grande intersecção com o período de análise desse estudo. Entretanto, algumas diferenças merecem maior destaque. Primeiro, a amostra utilizada aqui contém um mandato e meio de política fiscal do governo Lula, período em que a política de superávits primários foi mantida. Segundo, o teste deste artigo segue técnicas diferentes da aplicada por Wilcox (1989). Terceiro, Giambiagi e Ronci testaram a sustentabilidade da dívida pública

real, enquanto o objetivo desta pesquisa é testar a sustentabilidade da razão dívida-PIB.

Como foi visto acima, dependendo do período da amostra e da metodologia aplicada, a conclusão das estimações sobre sustentabilidade pode ser distinta.

3 Metodologia

Nesta seção, apresenta-se o modelo de resposta a impulso não-convencional que permite analisar como o governo reage a choques correntes nas variáveis fiscais (BONH, 1991).

As hipóteses testáveis são derivadas de uma identidade, que é a restrição orçamentária do governo. Esta restrição é simplesmente uma condição de equilíbrio, tal que os gastos do governo com bens, serviços e pagamentos de juros ou são financiados com a arrecadação de impostos ou via emissão de dívida pública.

3.1 Teste de Sustentabilidade e Mecanismo de Ajuste - Bohn (1991)

Se o governo de uma economia possui uma dívida pública que é sustentável, como este ajusta os instrumentos de política fiscal quando há inovações no gasto, na receita e no estoque da dívida? Bohn (1991) procurou responder esta questão a partir de um modelo de resposta a impulso não-convencional. Neste modelo, um choque nos gastos, por exemplo, tem como resposta mudanças em valor presente dos impostos e gastos futuros.

De acordo com Bohn (1991), sob a hipótese de taxa de juros constante, a restrição orçamentária do governo é determinada pela equação:

$$B_{t+1} = G_t - T_t + (1+r)B_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde B é a dívida pública, G representa os gastos com bens e serviços, T a receita tributária (exclui senhoriagem)⁴ e r a taxa de juros. O termo de erro ε é suposto ser um ruído branco⁵.

Desenvolvendo a equação (1) para s períodos futuros e aplicando o operador de expectativa condicional às informações em t , $E_t(\cdot)$, junto com o limite, temos que:

$$(1+r)B_t = \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{E_t(B_{t+s})}{(1+r)^{s-1}} + \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_t(T_{t+j} - G_{t+j} - \varepsilon_{t+j}) \quad (2)$$

Se a condição de transversalidade é satisfeita, então a restrição orçamentária intertemporal é determinada por:

$$(1+r)B_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t(T_{t+j} - G_{t+j} - \varepsilon_{t+j}) \quad (3)$$

onde $\rho = 1/(1+r)$ é o fator de desconto. Segundo Trehan e Walsh (1988), para que esta restrição orçamentária seja satisfeita, a primeira diferença da dívida do governo (ΔB_t) tem que ser estacionária. Logo, a estacionariedade de ΔB_t implica na existência de uma restrição de cointegração entre as variáveis $X_t = (T_t, G_t, B_t)$, sendo que, de acordo com a equação (1), o vetor de cointegração é $(1, -1, -r)$.

⁴ Em Bohn (1991) T inclui a receita com senhoriagem.

⁵ Como a restrição orçamentária do governo é uma identidade quando a taxa de juros é uma função do tempo, a hipótese de juros constante implica na existência de um componente de erro.

Dadas as relações anteriores, temos que o déficit nominal do governo decorre da combinação linear das variáveis em X ,

$$DEF_t = G_t - T_t - rB_t \quad (4)$$

Supondo que as variáveis em X são integradas de ordem $I(1)$ e que existe um vetor de cointegração $\beta = (1, -1, -r)$ entre estas variáveis, então, de acordo com Engle e Granger (1987), tem-se o seguinte modelo de correção de erro,

$$A(L)\Delta X_t = -\alpha\beta' X_{t-1} + u_t \quad (5)$$

ou

$$A(L)\Delta X_t = -\alpha DEF_{t-1} + u_t \quad (6)$$

onde $A(0) = I$, $A(1)$ é finita, e u_t é um vetor de choques aleatórios. Além disso, supõe-se que u_t tem autocorrelação zero e $A(L)$ é finita de ordem k .

Da equação (4) é possível derivar a identidade

$$DEF_t = -\beta' \Delta X_t + DEF_{t-1} \quad (7)$$

Substituindo (7) em (6) obtém-se a equação estocástica de primeira ordem

$$X_t^* = A^* X_{t-1}^* + u_t^* \quad (8)$$

onde $X_t^* = (\Delta X_t', \dots, \Delta X_{t-k+1}', DEF_{t-k})'$ e $u_t^* = (u_t', 0, \dots, 0)'$ são vetores de ordem $(nk+1)$. A matriz A^* é $(nk+1) \times (nk+1)$, sendo seus coeficientes

$$A^* = \begin{pmatrix} A_1^* & A_2^* & \cdots & A_k^* & \alpha \\ I & & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & & & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & I & 0 & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & -\beta' & 1 \end{pmatrix},$$

onde os elementos das $n \times n$ submatrizes A_i^* são funções dos coeficientes $A(L)$, α e β . A resposta de uma variável a uma inovação j -períodos adiante é determinada pela linha da matriz $(A^*)^j$.

Em termos de valor presente, se há um choque em que o gasto do governo aumenta, a restrição orçamentária intertemporal do governo requer que o gasto futuro se reduza ou que os impostos sejam aumentados de modo a compensar a elevação do gasto. Isto implica que o aumento futuro dos impostos junto com a redução dos gastos futuros devem ser iguais ao choque inicial em valor presente.

Assim, é possível escrever a restrição orçamentária intertemporal do governo em termos de valor presente das variáveis fiscais. Para isso, o valor presente de qualquer variável z é definido como a soma descontada de suas realizações futuras, ou seja, $PV(z)_t = \sum_{j \geq 1} \rho^j z_{t+j}$. Uma inovação na variável z e no seu valor presente são definidas por $\hat{z}_t = z_t - E_{t-1}z_t$ e $P\hat{V}(z)_t = E_t PV(z)_t - E_{t-1} PV(z)_t$, respectivamente. Com estas definições, a equação (3) pode ser escrita como

$$(1+r)B_t = T_t + E_t PV(T)_t - [G_t + E_t PV(G)_t + E_t (PV(\varepsilon)_t) / \rho] \quad (9)$$

Em termos de inovação, isto implica em

$$\hat{T}_t + PV(\hat{T})_t = \hat{G}_t + PV(\hat{G})_t + (1+r)\hat{B}_t + \Omega_t / \rho \quad (10)$$

para todas as realizações de \hat{T} , \hat{G} e \hat{B} , onde $\Omega_t = E_t[PV(\varepsilon)_t] - E_{t-1}[PV(\varepsilon)_t]$ é um termo erro. Devido à existência de raiz unitária nas variáveis da equação (10), esta deve ser escrita em primeira diferença. Utilizando a identidade abaixo,

$$(1-\rho)[z_t + PV(z)_t] = z_t + PV(\Delta z)_t \quad (11)$$

e o fato que $\Delta\hat{X}_t = \hat{X}_t$, a equação (10) pode ser escrita como

$$\Delta\hat{T}_t + PV(\Delta\hat{T})_t = \Delta\hat{G}_t + PV(\Delta\hat{G})_t + r\Delta\hat{B}_t + r\Omega_t \quad (12)$$

onde os componentes $\Delta\hat{T}_t + PV(\Delta\hat{T})_t$ e $\Delta\hat{G}_t + PV(\Delta\hat{G})_t$ da equação representam as inovações permanentes nos impostos e nos gastos. A equação mostra que mudanças permanentes nos impostos e nos gastos devem ser iguais, exceto quando há mudanças na dívida inicial ou no termo de erro. Em outras palavras, isto implica que qualquer inovação nos impostos correntes ou nos gastos requer um ajuste nas outras variáveis (gastos ou impostos) de modo que a mudança seja permanente.

Portanto, de acordo com a equação (12), um choque nos gastos, $\Delta\hat{G}_t$, se não for acompanhado por mudanças correntes nos impostos e na dívida, então a soma das

futuras reduções dos gastos, $-P\hat{V}(\Delta G)_t$, e o aumento dos impostos no futuro, $P\hat{V}(\Delta T)_t$, devem ser iguais a $\Delta\hat{G}_t$.⁶

Logo, é possível afirmar que o valor presente das mudanças futuras de impostos e gastos são combinações lineares das inovações correntes. Seja z uma variável qualquer definida no processo X , e $f(z)$ o vetor projeção dos coeficientes para o valor presente de suas mudanças futuras, então

$$P\hat{V}(\Delta z)_t = f(z)\Delta\hat{X}_t = f_{x_1}(z)\Delta\hat{X}_{t1} + \dots + f_{x_n}(z)\Delta\hat{X}_{tn} \quad (13)$$

onde $f_{xi}(z)$ significa o efeito marginal de uma inovação no i -ésimo elemento de \hat{X}_t , $\Delta\hat{X}_{ti}$, sobre $P\hat{V}(\Delta z)_t$.

Se o termo de erro Ω_t é uma combinação linear das inovações em ΔX_t , isto é $\Omega_t = \omega\Delta\hat{X}_t$ com elementos ω_{x_i} , os efeitos do valor presente $P\hat{V}(\Delta T)$ e $-P\hat{V}(\Delta G)_t$ não necessariamente igualará a $\Delta\hat{G}_t$ quando $\omega_G \neq 0$. Esta discrepância pode ser entendida como uma medida da precisão da aproximação do retorno dos títulos pela constante r da equação (1) ajustada aos dados.

Para estimar as projeções de valor presente no contexto do modelo de correção-de-erro (6), note que cada projeção é a soma descontada dos termos de resposta a impulso. Se o vetor h_s seleciona ΔX_{ts} de X_t , então

$$P\hat{V}(\Delta X_s)_t = h_s \sum_{j \geq 1} (\rho A^*)^j u_t^* = h_s \rho A^* [I - \rho A]^{-1} u_t^* \quad (14)$$

⁶ Isto é verdade quando o termo de erro é ignorado.

Desde que a inovação no período t na variável X_i é o i -ésimo elemento em u_t^* , o efeito marginal de uma inovação em X_i sobre o valor presente de ΔX_s é o elemento (s, i) na matriz

$$f_{X_i}(X_s) = \left\{ \rho A^* [I - \rho A^*]^{-1} \right\}_{si}, \quad (15)$$

onde $\{M\}_{si}$ representa o elemento na linha s e coluna i da matriz M .

4 Base de Dados

Os testes do modelo do Bohn (1991) são aplicados às séries temporais mensais de gasto, receita e dívida no período entre fevereiro/1997 e agosto/2008. Optou-se pela exclusão dos dados de setembro/2008 até o período atual por causa da crise internacional, que contaminou os dados nesse período. Devido à inexistência de séries mensais de gastos e receitas do setor público consolidado (governo central, estados, municípios e estatais), os dados do governo central foram utilizados nas estimações.

A análise abrangerá séries mensais em proporção do PIB, sendo todos os dados ajustados sazonalmente. A série de PIB mensal é construída pelo Banco Central do Brasil.

As séries de dívida líquida do governo central; receita do governo central; e despesa do governo central têm como fontes IPEA e Banco Central do Brasil.

5 Resultados Empíricos

Os testes do modelo são apresentados nesta seção, assim como as estimativas da função resposta a impulso não-convencional.

5.1 Testes e Estimações do Mecanismo de Ajuste Fiscal - Bohn (1991)

A análise de cointegração será aplicada nesta subseção. O objetivo ao estimar o modelo desenvolvido por Bohn (1991) é testar a sustentabilidade da dívida pública líquida em proporção do PIB e avaliar como o governo ajusta em termos de valor presente a sua política de gasto e receita quando há um choque corrente em uma destas variáveis fiscais. Se a dívida é sustentável, então existe um vetor de cointegração $(1, -1, -r)$ entre as variáveis T , G e B que significa uma restrição de longo prazo às mudanças de gasto e receita. Portanto, um aumento do gasto corrente requer um aumento do valor presente dos impostos futuros e/ou uma redução dos gastos futuros suficientes para compensar a mudança corrente nos gastos.

Inicialmente, um teste de raiz unitária é feito para identificar a ordem de integração das séries. Na tabela 1 abaixo, seguem os resultados dos testes de raiz unitária para as séries de gasto corrente (exclusive juros), receita e dívida como proporção do PIB⁷.

⁷ As séries de gasto, receita e dívida utilizadas nas estimativas desta seção abrangem a parte do setor público denominada governo central (Tesouro Nacional, Previdência Social e Banco Central).

Tabela 1

Testes de Raiz Unitária (Séries em proporção do PIB)

Séries	ADF*	v.c. 5%	p-valor	PP**	v.c. 5%	p-valor	KPSS***	v.c. 5%
R	-1.960	-2.883	0.304	-4.621	-2.882	0.000	1.387	0.463
ΔR	-8.484	-2.883	0.000	-46.954	-2.883	0.000	0.109	0.463
G	-1.457	-2.883	0.553	-4.445	-2.882	0.000	1.351	0.463
ΔG	-9.910	-2.883	0.000	-51.668	-2.882	0.000	0.092	0.463
B	-2.908	-2.882	0.047	-2.9444	-2.882	0.043	0.693	0.463
ΔB	-12.887	-2.882	0.000	-12.895	-2.882	0.000	0.490	0.463

*teste Dickey-Fuller Aumentado com intercepto e sem tendência

**teste Phillips-Perron com intercepto e sem tendência

***teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (H_0 : Série estacionária)

O teste ADF não rejeita a presença de raiz unitária nas séries de gasto e receita e o teste KPSS rejeita a estacionariedade das séries. O teste PP rejeita a presença de raiz unitária nos dois índices. Na série de dívida, o teste ADF não rejeita a presença de raiz unitária só a 1% de significância, e o teste KPSS rejeita a estacionariedade da série da dívida. O teste PP rejeita a presença de raiz unitária na série da dívida.

Para a realização do teste de cointegração, primeiro, o número de defasagens do VAR é escolhido a partir dos critérios de Hanna-Quinn e Schwarz. Em seguida, apresenta-se o teste de cointegração de Johansen (1988).

Tanto pelo critério de Hanna-Quinn quanto pelo critério de Schwarz o VAR deve conter uma defasagem. Entretanto, o teste de autocorrelação serial rejeita a hipótese nula de não existência de autocorrelação. Para solucionar este problema, foi necessária a estimação de um VAR com cinco defasagens.

A próxima tabela traz os resultados do teste de cointegração de Johansen.

Tabela 2

Teste de Johansen

$H_0: \text{posto}=p$	Est. λ_{\max}	v.c. 5%	Est. Traço	v.c. 5%
$p=0$	24.38	17.89	31.26	24.31
$p \leq 1$	5.85	11.44	6.88	12.53
$p \leq 2$	1.03	3.84	1.03	3.84

Vetor de cointegração (1, -1.011, -0.006)

Teste do vetor de cointegração (1, -1, -0.006)

Estadística-LR	p-valor
0.079	0.778

Amostra: 1997:7 a 2008:08

O teste de Johansen demonstra a existência de um vetor de cointegração tanto pela estatística do traço quanto pela estatística do autovalor, ao nível de 5% de significância. Além disso, a estimativa do modelo de correção-de-erros restrito ao vetor de cointegração $(1, -1, -r)$ estima $r = 0,006$. Logo, o teste do vetor de cointegração $(1, -1, -0,006)$ não é rejeitado, o que é suficiente para a sustentabilidade da razão dívida-PIB. Bohn (1991) estimou o vetor $(1, -1, -r)$ para a economia americana e encontrou $r = 0,029$, para dados anuais, significativamente abaixo do estimado para a economia brasileira, $r = 0,074$ em termos anualizados. O alto juro real da nossa economia é fator chave na diferença entre a estimativa de r para o Brasil e para os EUA. Um conjunto de fatores explica a discrepância do juro real entre as duas economias, entre os quais a elevada razão dívida-PIB, gastos fiscais crescentes e alto prêmio de risco, que reflete o histórico de inflação alta até meados da década de 90. Sabe-se que taxas de juros reais elevadas reduzem a viabilidade de vários investimentos e inibem o desenvolvimento de mercados de crédito de longo prazo. Todavia, a taxa de juro real da economia brasileira tem caído nos últimos anos, em especial por causa da queda do prêmio de risco e fruto também da

persistente redução da dívida pública em proporção do PIB e do cumprimento das metas de superávit primário. Porém, o nível da taxa de juro real no Brasil permanece acima dos padrões internacionais.

O próximo passo será estimar o modelo-de-correção de erro proposto em Bohn (1991). A tabela 3 contém os resultados destas estimações para o VEC restrito ao vetor de cointegração $(1,-1,-0,006)$.

Tabela 3

Modelo de correção-de-erro

Regressores	Equação 1		Equação 2		Equação 3	
	Var. Dep. ΔT_t		Var. Dep. ΔG_t		Var. Dep. ΔB_t	
	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t	Coef.	Est. t
ΔT_{t-1}	-0.263	[-1.178]	0.049	[0.333]	5.593	[2.345]
ΔT_{t-2}	-0.279	[-1.394]	0.092	[0.696]	3.796	[1.777]
ΔT_{t-3}	-0.128	[-0.806]	0.200	[1.922]	0.598	[0.353]
ΔT_{t-4}	-0.022	[-0.191]	-0.055	[-0.734]	-2.710	[-2.221]
ΔG_{t-1}	-0.541	[-2.278]	-0.627	[-4.022]	-6.847	[-2.704]
ΔG_{t-2}	-0.401	[-1.890]	-0.558	[-4.002]	-3.068	[-1.354]
ΔG_{t-3}	-0.388	[-2.142]	-0.239	[-2.011]	1.277	[0.661]
ΔG_{t-4}	-0.304	[-2.483]	-0.242	[-2.727]	0.131	[0.090]
ΔB_{t-1}	0.016	[1.734]	0.006	[0.969]	-0.183	[-1.901]
ΔB_{t-2}	0.013	[1.414]	0.003	[0.514]	-0.040	[-0.413]
ΔB_{t-3}	-0.013	[-1.475]	-0.005	[-0.864]	0.041	[0.455]
ΔB_{t-4}	0.001	[0.167]	0.005	[0.937]	-0.090	[-1.032]
DEF_{t-1}	0.567	[2.484]	-0.134	[-0.896]	8.165	[3.354]
R2	0.427		0.466		0.203	
Est.- F	9.252		10.696		3.829	

Amostra: 1997:7 a 2008:08

Os resultados do VEC mostram que o gasto fiscal é exógeno fraco. Isso significa que o governo reage a choques aumentando o imposto para manter a política fiscal em trajetória sustentável. Logo, é possível estimar uma relação contemporânea entre a variação da receita (ΔT_t) e a variação dos gastos (ΔG_t) sem o uso de variáveis instrumentais. Duas especificações diferentes foram utilizadas para estimar a relação contemporânea entre tributos e gastos. Na primeira equação há somente a variação dos gastos como regressor. Na segunda, o desvio da relação de longo prazo estimada no modelo de correção-de-erro (déficit fiscal) também faz parte do conjunto de variáveis explicativas. A tabela (4) informa os parâmetros das duas estimações.

Tabela 4

Variação do Imposto - governo central						
	equação 1			equação 2		
Constante	0.000	(0.000)	[0.611]			
ΔG_t	0.371	(0.147)	[2.520]	0.7290	(0.144)	[5.037]
DEF_{t-1}				-0.9072	(0.142)	[-6.369]
$R^2=0.06$	$DW=2.80$			$R^2=0.469$	$DW=2.05$	
$LM_1: 25.61(0.00)$	$LM_3: 29.13(0.00)$			$LM_1: 1.55(0.21)$	$LM_3: 1.72(0.17)$	
$HET: 0.90(0.41)$				$HET: 5.07(0.00)$		

Todas as estimativas foram feitas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

() desvio padrão

[] Estatística-t (matriz de Newey-West na equação 1 e White na equação 2)

LM: teste de autocorrelação serial para 1 e 3 defasagens

HET: teste de heterocedasticidade

Amostra: 1997:7 a 2008:08

O coeficiente de ΔG_t representa a elasticidade contemporânea de ajuste dos impostos a mudanças nos gastos do governo. Ou seja, a cada 1% de aumento nos gastos do governo em proporção do PIB em t , a carga tributária aumenta 0,37% em t pela equação 1 e 0,73% pela equação 2.

A partir da estimação do modelo de correção-de-erro também é possível computar as funções de resposta a impulso não-convencional. Para isso, o VEC foi

reestimado apenas com os regressores que foram significativos ao nível de 5% na estatística-t robusta à heterocedasticidade. A tabela (5) traz os resultados para três valores de r .

Tabela 5

Resposta a impulso não convencional-restrito

Inovação em	T	T	G	G
Efeito em	PV(ΔT)	PV(ΔG)	PV(ΔT)	PV(ΔG)
$r=0.0061$	-0.98	0.00	0.37	-0.62
$r=0.0055$	-0.98	0.00	0.37	-0.62
$r=0$	-1.00	0.00	0.38	-0.62

O primeiro resultado é para um $r = 0,0061$, valor estimado do vetor de cointegração no modelo de correção-de-erros. A tabela (5) mostra que para cada unidade de alta nos impostos correntes o governo reage reduzindo em 98% deste valor os impostos futuros em valor presente. Além disso, o governo não reduz os gastos futuros em valor presente. A diferença para o ajuste ser de 100% resulta da existência do termo de erro, que é maior quanto mais elevado é o componente de desconto r .

Caso o choque seja um aumento nos gastos, o governo aumenta o valor presente dos impostos futuros em 37% do valor do choque e reduz o valor presente dos gastos futuros em 62% do valor do choque.

A partir da estimativa de $r = 0,0061$ e de seu desvio padrão, foi utilizado o limite inferior do intervalo de confiança de 95% para r na replicação do exercício anterior e para $r = 0$. Os resultados são similares aos observados para $r = 0,0061$.

É importante fazer a comparação dos resultados da Tabela 5 para o período 1997-2008 com os obtidos por Issler e Lima (2000) para o período 1947-1992. Nota-se algum avanço em termos de ajuste fiscal no período pós-estabilização, embora a

exogeneidade fraca dos gastos tenha se mantido no período recente. Os resultados da análise de impulso-resposta não convencional para o período atual são similares aos observados em Issler e Lima (2000) para choques nos impostos, o que é fruto da exogeneidade fraca dos gastos. No entanto, Issler e Lima (2000) encontraram que para cada unidade de aumento corrente dos gastos, apenas 11% era reduzido em valor presente do gasto. Na estimativa atual, essa proporção subiu para 62%. Logo, mais da metade dos choques de gasto (62%) é revertida no período 1997-2008, contra apenas 11% para o período 1947-1992. Isso é um claro sinal de amadurecimento fiscal, mas a manutenção da exogeneidade fraca do gasto ainda preocupa. Isso pode ser visto claramente na Tabela 3, onde a resposta do gasto ao déficit passado é não significativa – o gasto não depende do déficit passado – enquanto impostos e dívidas dependem.

É provável que o aumento persistente e rápido da carga tributária durante todos estes anos tenha começado a limitar a capacidade de ajuste via novos tributos a cada aumento de gastos. Por isso, parte do aumento de gastos correntes começa a ser financiada por alguma redução de gastos no futuro, mas não totalmente. Ainda resta uma parcela de aumento de impostos, mesmo num país em que a carga tributária já é bastante elevada, especialmente quando comparada ao serviço público prestado.

6 Conseqüências da política fiscal para o produto a longo prazo

Os resultados fiscais apresentados nas seções anteriores, em que grande parte do ajuste para garantir a sustentabilidade da dívida pública tem sido feito através do aumento de impostos, tem conseqüências para o crescimento da economia.

Ferreira e Nascimento (2009), utilizando um modelo de equilíbrio geral dinâmico onde os agentes escolhem otimamente consumo, poupança e investimento, e firmas competitivas maximizam lucros, mostram os efeitos positivos que uma redução da carga tributária tem sobre o crescimento econômico e o bem-estar da sociedade. A tabela 7 traz os resultados para a simulação no curto e longo prazo da redução de 1% da carga tributária.

Tabela 7

Desoneração Tributária (menos 1% de carga tributária)

Variável/Anos Após Mudança	0	4	10	20	∞
Produto (Y)	1.000	1.012	1.015	1.016	1.018
Consumo Privado (Cp)	1.000	1.068	1.074	1.077	1.080
Consumo do Governo (Cg)	1.000	0.978	0.981	0.983	0.984
Capital Privado (K)	1.000	1.006	1.014	1.020	1.024
Capital Público (Kg)	1.000	1.001	1.004	1.008	1.014
Trabalho (H)	1.000	1.016	1.014	1.013	1.012
Investimento Privado (I)	1.000	1.035	1.028	1.025	1.024
Investimento Público (Ig)	1.000	1.009	1.011	1.012	1.014
Ganho de bem-estar % (x)	0.000	0.116	0.447	0.748	1.085

Fonte: Ferreira e Nascimento (2005)

Os resultados mostram os efeitos positivos sobre o produto já no curto prazo, e que continuam aumentando ao longo do tempo. De acordo com os resultados acima, uma redução de 1% de carga tributária acarreta um aumento no produto de 1,8% a longo prazo. Entretanto, quatro anos após a redução na carga tributária, o PIB já

aumentaria em 1,2%. Concomitantemente, a diminuição da carga tributária provoca, nessa economia, o aumento do consumo e dos investimentos.

Cardoso (2007), de maneira mais simples, também explorou as conseqüências do aumento da carga tributária para o produto no Brasil: observou que de 1991 a 2006 o PIB avançou 44,7% e a carga tributária passou de 24,4% para 37,5%. Dividindo o aumento da carga tributária pelo aumento do PIB, chega-se à carga marginal de impostos de 66,8%. Como as empresas consideram a alíquota marginal nas suas decisões de investimento, a alíquota marginal brasileira de quase 70% é bastante inibidora da ampliação da capacidade produtiva. Logo, um possível resultado do comportamento fiscal brasileiro recente seria o baixo investimento e crescimento econômicos. Exatamente o que temos observados no Brasil quando o comparamos com outras economias emergentes.

7 Conclusões

A análise de cointegração aplicada neste trabalho para testar a sustentabilidade da dívida pública brasileira ofereceu resultados que apontam na direção da sustentabilidade da razão dívida-PIB. O governo, que antes do plano de estabilização de 1994 tinha como importante componente de sua arrecadação o imposto inflacionário, parece ter se ajustado para manter uma trajetória sustentável da sua razão dívida-PIB.

Os resultados das estimações do modelo do Bohn (1991) levam à conclusão, assim como Issler e Lima (2000), que o ajuste ocorreu por meio do aumento de impostos. Essa constatação aponta para uma política fiscal com efeitos negativos sobre o crescimento econômico de longo prazo. A elevação dos gastos do governo

leva ao aumento da tributação (*spend-and-tax*) para garantir a sustentabilidade da dívida pública, como mostram os testes aplicados neste artigo. Porém, a crescente carga tributária desestimula o investimento, reduz a eficiência da economia e diminui o crescimento potencial, como sugerem as simulações de Ferreira e Nascimento (2009) e a análise marginal de Cardoso (2007). Esses resultados permitem concluir que a política fiscal dos últimos 15 anos inibiu a ampliação da capacidade produtiva por parte do setor privado.

Nota-se que esse arranjo de política fiscal, em que o ajuste a choques é feito via elevação de impostos, se faz presente além do passado recente, como os resultados de Issler e Lima (2000). Isso explica, em parte, porque o baixo crescimento da economia durante o período de inflação elevada manteve-se após a implementação do Plano Real. Ao mesmo tempo em que a carga tributária da economia brasileira é uma das maiores entre os países emergentes, o crescimento médio das últimas décadas é um dos mais baixos.

De fato, houve avanço na política fiscal no período pós-estabilização quando comparado ao momento anterior. O governo tem se comprometido publicamente a cumprir metas de superávit primário, além da busca pela estabilidade da razão dívida-PIB. Desta maneira, mesmo com a redução da receita de senhoriagem, o setor público gerou recursos suficientes para saldar seus compromissos no longo prazo e manter a razão dívida-PIB sustentável. Além disso, as estimativas mostram que no período recente já existem limitações ao aumento da carga tributária, e parte maior do aumento corrente dos gastos é financiada por diminuição dos gastos no futuro.

Contudo, a combinação de política fiscal escolhida entre gastos e tributos para manter a sustentabilidade da dívida continuou com seus efeitos maléficos ao crescimento de longo prazo.

Portanto, políticas econômicas que visem acelerar o crescimento econômico no longo prazo devem revisitar a questão fiscal. A redução dos gastos públicos acompanhada pela diminuição dos impostos pode manter o superávit primário elevado e a dívida pública sustentável. Esse arranjo fiscal desloca para cima o investimento do setor privado e a produtividade da economia, elevando o crescimento econômico e o bem-estar das gerações futuras.

Referências Bibliográficas

BOHN, H. Budget Balance Through Revenue or Spending Adjustments? Some Historical Evidence for the United States. **Journal of Monetary Economics**. v. 27, 333-359, 1991.

CARDOSO, R. F. Um Cálculo Simplório Sobre a Gula Fiscal Brasileira, Mimeo., **Escola de Pós-Graduação em Economia**, Fundação Getúlio Vargas., 2007

ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**. 55, 251-276, 1987.

FERREIRA, P.C.G., e NASCIMENTO, L., 2009. "Welfare and Growth Effects of Alternative Fiscal Rules for Infrastructure Investment in Brazil." Mimeo., EPGE-FGV.

Versão do artigo de 2005 disponível a partir do **XXVII Encontro Brasileiro de Econometria**, 2005, Natal, em CD-ROM e *online*.

GIAMBIAGI, F. e ALÉM, A. **Finanças Públicas**. 2ª edição, Campus. 477 p., 2001

GIAMBIAGI, F. e RONCI, M. Fiscal Policy and Debt Sustainability: Cardoso's Brazil, 1995-2002. **IMF Working Paper**. 1-43, 2004

HAMILTON, J. e FLAVIN, M. On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. **American Economic Review**. v. 76, p. 808-819, 1986.

HAKKIO, C. e RUSH, M. Is the Budget Deficit "Too Large"?. **Economic Inquiry**. XXIX, p. 429-445, 1991.

ISSLER, J. V. e LIMA, L. R. Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: Time Series Evidence from 1947-1992. **Journal of Development Economics**. 62, p. 131-147, 2000.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors, **Journal of Economic Dynamics and Control**. 12, p. 231-254, 1988.

LUPORINI, V. The Behavior of the Brazil Federal Domestic Debt. **Texto para Discussão, CEDEPLAR/UFMG**, nº161, 1-16, 2001.

PASTORE, A. C. Déficit Público, a Sustentabilidade do Crescimento das Dívidas Interna e Externa, Senhoriagem e Inflação: Uma Análise do Regime Monetário Brasileiro. **Revista de Econometria**. v. 14(2), p. 177-191, 1995

ROCHA, F. Long-run Limits on the Brazilian Government Debt. **Revista Brasileira de Economia**. v. 51(4), p. 447-470, 1997.

SARGENT, T. e WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. v. 5, p. 1-17, 1981.

TREHAN, B. e WALSH, C. Common Trends, the Budget Government Constraint, and Revenue Smoothing. **Journal of Economic Dynamic and Control**. v. 12, p. 425-444, 1988.

WILCOX, D. The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint. **Journal of Money, Credit and Banking**. v. 21, p. 291-306, 1989.