

Solvência e Reação Fiscal sob Mudanças Estruturais: A Política Fiscal Brasileira nas Décadas de 1990s e 2000s

Autoria: Andrei Gomes Simonassi, Ronaldo Albuquerque Arraes, Augusto Marcos Carvalho de Sena

Resumo

O presente artigo contribui com o debate acerca da sustentação da política fiscal no Brasil, considerando a possibilidade de múltiplas quebras estruturais endógenas nos coeficientes da função de resposta fiscal do governo. A partir de dados mensais do estoque da dívida líquida e dos fluxos de gastos e receitas, no período 1991-2008, estima-se uma função de reação para a política fiscal brasileira, permitindo múltiplas quebras estruturais endógenas de acordo com a proposta de Bai e Perron (1998). A vantagem desta formulação é a de tratar as quebras estruturais como variáveis aleatórias. Outra vantagem é que esta metodologia permite identificar a existência de políticas ativas de austeridade fiscal nos períodos em que a dívida eventualmente cresce, tais como as leis de renegociação de dívidas e as medidas de ajuste fiscal ao longo da década de 90, além da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) a partir de 2000. Os resultados evidenciam uma mudança estrutural na política fiscal brasileira a partir de maio de 1994, período entre as duas leis de renegociação de dívidas e marcado por diversas restrições ao endividamento das esferas menores de governo, e outra em fevereiro de 2003, após a crise cambial de 2002. Registre-se ainda a ocorrência desta última quebra durante o período de elevada incerteza acerca da “linha de política” a ser seguida pelo governo brasileiro, muito embora tenha sido constatado um elevado crescimento do PIB a partir de 2003. Os resultados atestam a eficácia do ajuste fiscal realizado pelo setor público a partir da segunda metade da década de 90, bem como dão suporte aos argumentos de Goldfajn (2002), quando afirma que mesmo nos cenários mais desfavoráveis para a taxa de juros a política fiscal no Brasil seria sustentável entre 1998 e 2002. A partir de fevereiro de 2003, a trajetória declinante da relação dívida/PIB associada à estabilidade do superávit primário em torno de 4% do PIB justificam os resultados do modelo que indicam que não apenas a dívida pública se mantém sustentável, como se constata também uma elevação da capacidade de resposta do governo em termos de geração de superávit aos eventuais aumentos da dívida. A política fiscal brasileira, assim, se mostrou sustentável ao longo do período analisado. Entretanto, apenas a partir de maio de 1994 a até então inócua capacidade de resposta do setor público aos aumentos da dívida pública passa a ser significativa e, após fevereiro de 2003, passa a crescer, quando a relação dívida/PIB é declinante e o superávit primário se estabiliza em torno de 4% do PIB.

Solvência e Reação Fiscal sob Mudanças Estruturais: A Política Fiscal Brasileira nas Décadas de 1990s e 2000s

Introdução

Os superávits no início dos anos 90 na maioria dos países industrializados e a subsequente recessão econômica, aliada ao impacto do envelhecimento das populações sobre os orçamentos públicos, trouxeram novamente à tona as discussões sobre a sustentação da política fiscal em vários países.

No Brasil, com a consolidação do Plano Real e a respectiva redução da dívida externa, os esforços se voltaram para o controle da dívida interna do setor público. A preocupação com a sustentação da dívida pública neste período pode ser, por exemplo, refletida na implementação de dispositivos como as Leis n° 8727/93¹, n° 9496/97² e Lei Complementar n° 101³, que foram instituídas no sentido de controlar o crescimento da dívida pública brasileira e, principalmente no caso desta última, os gastos excessivos com o funcionalismo público.

A partir de uma metodologia baseada na resposta do Governo à acumulação de dívida, buscou-se ampliar estudos como os de Loporini (2000 e 2001), Issler e Lima (2000) e Lima e Simonassi (2005), avaliando o desempenho fiscal brasileiro a partir de dois critérios: i) se a dívida do setor público brasileiro é sustentável; e ii) se existem políticas que primam pela austeridade fiscal nos momentos em que a dívida cresce.

A contribuição em relação aos estudos já realizados se sustenta sobre dois pilares: i) a constatação de que os testes de raiz unitária tradicionais quase sempre negligenciam as medidas "corretivas" adotadas por vários governos; e ii) o equívoco eventualmente incorrido pelos autores que testam sustentabilidade da dívida pública via análise de cointegração entre gastos e receitas. Em relação ao primeiro aspecto, destaca-se o fato de que quando esses testes são realizados com controle para quebras estruturais, os resultados de não-estacionaridade mudam sensivelmente, conforme explicitado em Uctum et. al. (2006). Portanto, a análise da sustentação da dívida pública via função de resposta fiscal do Governo expandida de forma a permitir múltiplas quebras estruturais em seus coeficientes, se mostra como uma técnica mais robusta e promissora. Isto ocorre, tanto por fornecer evidências de políticas ativas de austeridade fiscal, como por refletir com mais acurácia as mudanças e a evolução da política fiscal.

A expectativa de deterioração fiscal por parte dos investidores é fator decisivo para crises fiscais, uma vez que estes antecipam os resultados de longo prazo das medidas governamentais implementadas no período atual. Quando o desequilíbrio fiscal é constante e a expectativa do mercado é de trajetória insustentável para a dívida pública no médio e longo-prazo, o Governo não consegue se financiar via emissão de títulos, e a expansão monetária passa a ser o meio de saldar suas obrigações (Sargent e Wallace (1981)). Desta forma, serão avaliadas também as implicações de longo prazo das políticas fiscais em um cenário de possíveis mudanças estruturais e de medidas de austeridade fiscal visando o combate ao crescimento desordenado da dívida pública.

Seguindo esta introdução, a seção 1 aborda os conceitos envolvidos na determinação do resultado fiscal do setor público no Brasil e apresenta a evolução da dívida líquida do setor público, vis-à-vis o superávit primário como proporções do PIB entre dezembro de 1991 e dezembro de 2008. A seção 2 realiza uma breve revisão da literatura envolvendo o tema, de

forma a justificar e apresentar as vantagens da metodologia que é tratada na seção 3. O exercício empírico e os resultados relevantes decorrentes são descritos na seção 4, seguida pelas considerações finais.

1. A evolução da dívida pública no Brasil e as crises cambiais

É consenso na literatura de finanças públicas que a consolidação do Plano Real e a subsequente redução da dívida externa brasileira redirecionaram as preocupações das autoridades de política para o controle da dívida interna do setor público. Entretanto, dado que essa redução consistiu basicamente em substituição de obrigações com o setor externo por necessidades internas de financiamento, a análise de cada rubrica separadamente não reflete a situação fiscal do setor público brasileiro. Conseqüentemente, pode-se inferir que há uma forte tendência para ocorrer uma trajetória explosiva para dívida interna e declinante para a dívida externa, de forma que para medir a solvência do Governo o foco da análise deve centrar-se no total da dívida do setor público.

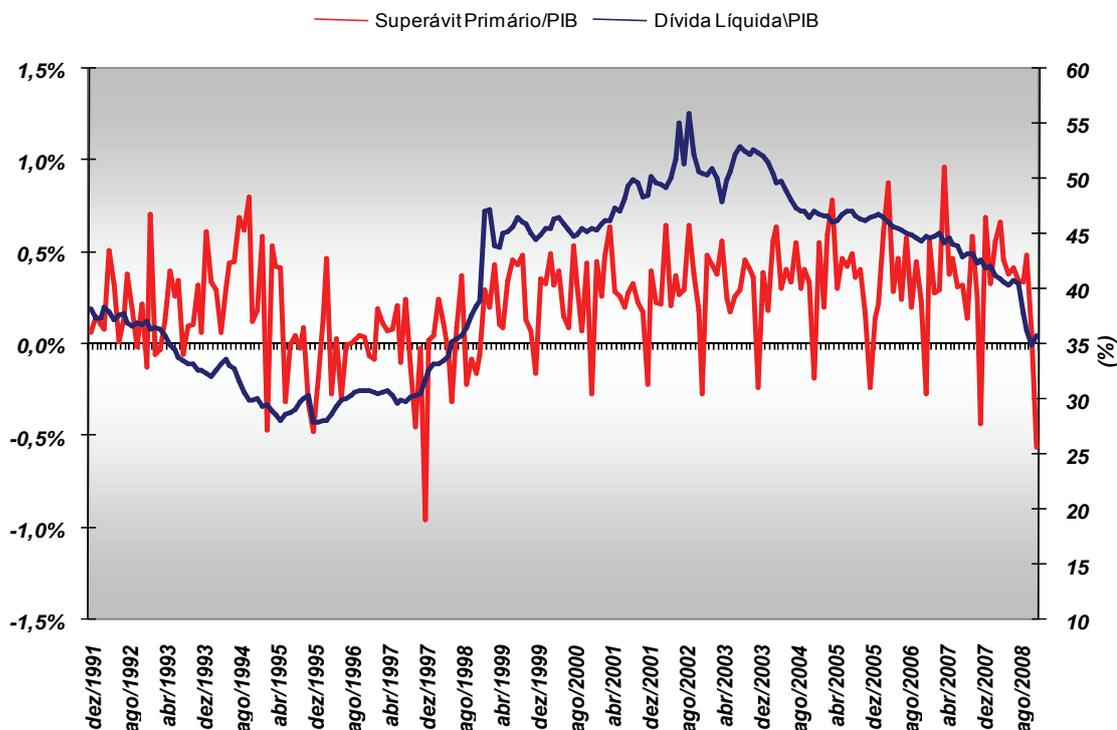
Para efeitos de mensuração do resultado fiscal, o conceito de setor público utilizado compreende o Banco Central do Brasil (BCB) e o denominado setor público não-financeiro, que por sua vez é composto pelas administrações direta e indireta do Governo Federal, governos estaduais e municipais, pelas empresas estatais e pelo Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS).

O resultado do setor público consolidado compreende o resultado do Governo Geral e, de forma residual, as atividades empresariais. A Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG) abrange então o total da dívida nas três esferas de governo junto ao setor privado, setor público financeiro, BCB e ao resto do mundo. A diferença para a dívida líquida consiste no balanço entre o total de créditos e débitos do Governo em seus três níveis, que incluem ativos com diferentes graus de liquidez. Dentre os ativos com maiores graus de liquidez destacam-se os depósitos bancários da Previdência Social, os impostos coletados e não transferidos e os demais depósitos do Tesouro Nacional e do BCB, enquanto aqueles de menor liquidez incluem-se os créditos junto às empresas estatais, os recursos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) e o patrimônio líquido dos fundos constitucionais. Assim, tem-se o conceito de Dívida Líquida do Setor Público (DLSP), objeto de análise neste estudo.

Considerando a importância do crescimento econômico para a sustentabilidade da política fiscal do Governo, o Gráfico 1 a seguir apresenta a trajetória da relação dívida/PIB no Brasil, a partir de dados mensais do BCB entre dezembro de 1991 e dezembro de 2008 para a dívida líquida e superávit primário do setor público consolidado.

No sentido de elevar a transparência dos dados fiscais, o BCB passou a explicitar, a partir de 1996, o reconhecimento de passivos contingentes nas estatísticas fiscais. Tal atitude, aliada à substituição de dívida externa por dívida interna, implicou em uma sensível elevação tanto do indicador ilustrado no Gráfico 1 para a DLSP, mas principalmente no montante da dívida interna líquida do setor público (DILSP) como proporção do PIB nacional.

Gráfico 1: Superávit Primário e Dívida Líquida (DLSP) como Proporções do PIB Brasileiro, 1991:12 - 2008:12



Fonte: Elaborado pelos autores (2010)

Cabe também destacar o possível e breve efeito dos dispositivos implementados pelo Governo no sentido de conter o avanço da dívida pública no Brasil. Um eventual êxito da Lei nº 8727/93 pode ser verificado apenas até fevereiro de 1994, quando a razão dívida/PIB manteve-se estável em torno de 32%⁴, enquanto a Lei nº 9496/97 gerou estabilidade apenas nos dois meses após sua implementação. Além destes, dentre os dispositivos apresentados na primeira seção, a LRF teria obtido o melhor desempenho, seja em termos reais ou a partir de uma análise em relação ao PIB. O rigor proposto por este dispositivo manteve a dívida líquida do setor público estável em 50% do PIB ao longo do ano de sua implementação. Em maio de 2001 é verificada uma nova trajetória ascendente deste indicador.

Em relação ao superávit primário, constatou-se, a partir dos valores do gráfico 1, uma correlação de 0,38 com a DLSP do mês imediatamente anterior, valor que atinge 0,52 para a sub-amostra 05/1995-12/2008. O relacionamento entre as duas séries constitui a essência da metodologia utilizada no artigo e apresentada na seção 3.

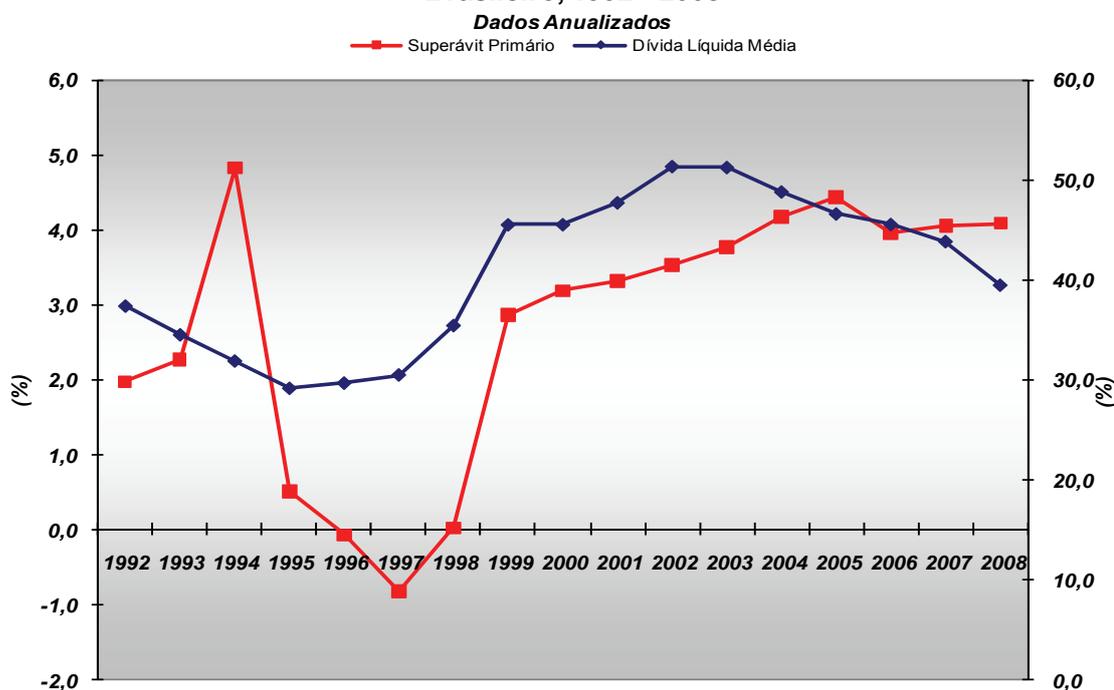
Diversos trabalhos discutem os efeitos das crises/desvalorizações cambiais de 1998/99 e 2002 sobre a dinâmica da dívida pública brasileira. Mendonça e dos Santos (2008) utilizam dados para o período pós-Plano Real e verificam dois possíveis regimes para os parâmetros da função de reação estimada, sendo no ano 2000 a mudança estrutural encontrada.

O Gráfico 2 adiante é obtido a partir de uma anualização dos dados mensais do BCB que geraram o Gráfico 1 para a dívida líquida e superávit primário do setor público consolidado, explicitados por média móvel de 12 meses. Observa-se que de 1998 para 1999 a DLSP sobe de 35,4% do PIB para 45,5%, ao passo que o superávit primário como proporção do PIB, que era praticamente nulo em 1998, passa a ser de aproximadamente 2,9% do PIB em

1999. Deste modo, constata-se um aumento da DLSP associado a uma maior resposta do Governo em termos de geração de superávit primário. Os resultados assim obtidos são menos conservadores que os divulgados por Giambiagi (2006) que utiliza os valores de dezembro de 1998 e 1999 e encontra um aumento de 41,7% para 48,7% na relação DLSP/PIB⁵.

Para a análise que será desenvolvida a partir da metodologia proposta na seção 4, a escassez de dados de superávit primário do setor público consolidado força a opção por uma frequência mensal como via de obtenção de estimativas consistentes na modelagem proposta. Conforme pode ser observado no Gráfico 1, o efeito imediato desta opção é uma suavização do efeito das desvalorizações cambiais citadas em Giambiagi (2007).

Gráfico 2: Superávit Primário e DLSP como Proporções do PIB Brasileiro, 1992 - 2008



Fonte: Elaborado pelos autores (2010).

Entre 1999 e 2003 verificam-se trajetórias ascendentes tanto para DLSP quanto para o superávit primário como proporções do PIB, este último apresentando um resultado anual crescente até 2005, quando, a partir de então, se estabiliza em torno de 4,0%. A DLSP, embora apresente uma trajetória declinante a partir de 2003, mostra elevada volatilidade mensal no referido período, a qual está associada a uma trajetória ascendente da dívida interna.

2. Teoria: a restrição orçamentária intertemporal e a abordagem na literatura

O referencial teórico comum nas análises envolvendo a sustentação da política fiscal é a restrição orçamentária do governo. Essa restrição é simplesmente uma condição de equilíbrio, tal que os gastos do governo com bens e serviços e pagamento de juros ou são financiados com a arrecadação de impostos ou via emissão de dívida pública.

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} + (G_t - R_t) \quad (1)$$

Resolvendo a equação (1) "forward" e assumindo previsão perfeita, tem-se que:

$$B_0 = \lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{s=1}^n \left(\frac{1}{1+r_s} \right) B_n + \sum_{t=1}^{\infty} (G_t - R_t) \quad (2)$$

Testar a hipótese nula de raiz unitária no processo estatístico que governa as séries apropriadas de dívida ou déficit, bem como testar a existência de cointegração entre gastos e receita é, comumente, a metodologia adotada. O problema é que existem razões para crer que a precisão desses testes é muito baixa se o país experimentou alguma mudança ou quebra em sua "administração fiscal" ao longo do período analisado. Este é um dos pontos centrais da proposta de Uctum et. al. (2006).

Visando suprimir as dificuldades envolvendo os testes de raiz unitária, abordou-se uma literatura que consiste na utilização de modelos não-lineares para testar a presença de raiz unitária. Nesta linha, a condição suficiente para solvência do governo consiste em testar se há sistematicamente redução de déficits ou elevação de superávits em momentos que a dívida pública se eleva. Este é o cerne da literatura recente sobre o tema.

A literatura de sustentação da política fiscal via atendimento à restrição orçamentária intertemporal do governo se inicia com o artigo seminal de Hamilton e Flavin (1986), que testam se o déficit orçamentário segue um processo estocástico estacionário. A rejeição da hipótese nula de raiz unitária sobre a referida série implicaria que o déficit seria consistente com a restrição orçamentária do governo.

Hakkio e Rush (1991) e Bohn (1991) aplicam a análise de cointegração aos dados de gasto e receita como metodologia para testar consistência da restrição orçamentária intertemporal do governo. Os primeiros fazem hipóteses sobre o processo estocástico descrito pelas variáveis gasto e receita e propõem um modelo alternativo para obter as implicações testáveis. Do mesmo modo, Bohn (1991) propõe a estimação da equação (3) a seguir para constatar que a sustentabilidade da dívida está relacionada à existência de cointegração entre as variáveis gasto, receita e dívida.

$$B_t = G_t - T_t + (1+r)B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde, no instante "t", B_t é a dívida pública, G_t representa os gastos com bens e serviços, T_t é a arrecadação tributária e r_t a taxa de juros. O termo de erro " ε " é suposto ser um ruído branco. Se B_t é não estacionário e $I(1)$, então ΔB_t é estacionário. Subtraindo B_{t-1} em ambos os lados da equação (3) obtém-se:

$$\Delta B_t = G_t - T_t + rB_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Portanto, a estacionariedade de ΔB implica uma restrição de cointegração sobre o vetor $X_t = (T_t, G_t, B_t)$. Pela equação (4) o vetor de cointegração seria $(1, -1, r)$.

É importante ressaltar a existência de uma hipótese comum aos testes de sustentabilidade citados acima, a saber, a trajetória da taxa de juros. Esta hipótese torna estes testes mais restritivos e, portanto, menos confiáveis.

Rocha (1997) aplica este modelo aos dados do Brasil no período 1980-1993 e conclui que gastos e receitas cointegram de modo que o déficit orçamentário é estacionário. Entretanto, a sustentabilidade da dívida pública ocorre somente quando a receita inclui o imposto inflacionário, ou seja, a arrecadação com o aumento da expansão monetária contribui fundamentalmente para o equilíbrio orçamentário do governo.

No Brasil, a literatura ganha espaço a partir da proposta de Issler e Lima (1997), que desenvolvem uma análise similar à de Hamilton e Flavin (1986), utilizando dados para o período 1947-1992, e atestam que a sustentabilidade da dívida brasileira não é rejeitada quando a senhoriagem é incluída na receita do governo. A conclusão deste estudo caracteriza bem a forma de financiamento fiscal de uma economia com inflação elevada.

Em nova abordagem, Bohn (1998) propõe um novo teste de sustentabilidade que é independente de qualquer hipótese sobre o comportamento da taxa de juros. Argumenta que a restrição orçamentária intertemporal do governo para ser satisfeita é suficiente que o superávit primário aumente quando a razão Dívida-PIB se eleva, ou seja, se o superávit primário reage positivamente a aumentos dessa razão a restrição orçamentária intertemporal do governo é atendida, implicando em dívida sustentável.

A restrição orçamentária no início do período é definida da forma tradicional:

$$B_t = (B_{t-1} - S_t) + (1 + R_t) \quad (5)$$

onde S_t é o superávit primário, $(1 + R_t)$ um fator de taxa de juros e B_t segue como definido acima. Para uma economia em que o produto cresce continuamente ao longo tempo, é possível deflacionar as variáveis pelo PIB de onde teria-se a seguinte restrição:

$$b_t = (b_{t-1} - s_t)x_t \quad (6)$$

onde $b_t = B_t/Y_t$, $s_t = S_t/Y_t$ e $x_t = (1 + R_t)\left(\frac{Y_{t-1}}{Y_t}\right) \approx 1 + r_t - y_t$. A variável r_t representa a taxa de juros real e y_t a taxa de crescimento real da economia.

Adicionando a esta abordagem o modelo de suavização de impostos de Barro (1979), a relação entre superávit primário e razão dívida-PIB pode ser explicada pela equação:

$$s_t = \rho b_{t-1} + \alpha Z_t + \varepsilon_t = \rho b_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

com $\mu_t = \alpha Z_t + \varepsilon_t$, onde Z_t é um vetor com as variáveis que explicam o superávit primário além da dívida, tais como gastos do governo e desvio do produto em relação ao nível potencial. O exercício empírico realizado por Barro demonstra que, para dados da economia americana, os testes de raiz unitária Dickey-Fuller e Phillips-Perron não rejeitam a hipótese de raiz unitária.

Nesta linha, a análise adotada neste estudo corrobora ainda a idéia de Goldfajn (2004) de que o principal problema em termos de endividamento no Brasil não é a relação Dívida/PIB per se, mas sim a sua evolução recente. Analisa-se então da resposta do governo em termos de geração de superávit primário para estabilizar a relação Dívida/PIB.

Um exemplo relacionado ao deste estudo seria através do cômputo da relação Dívida Atual/Benchmark, onde “Benchmark” seria igual ao valor presente dos superávits primários futuros calculados sob hipóteses conservadoras.

Garcia e Rigobon (2004) estudam a dinâmica futura da dívida brasileira a partir da perspectiva de gerenciamento de risco (*risk management*). Seguindo o comentário de Goldfajn (2004), o gerenciamento de risco parte do fato de que a equação de acumulação de dívida, por parte de qualquer país, envolve variáveis que estariam estocasticamente influenciando umas às outras. O procedimento formal é o de especificar um modelo autoregressivo vetorial (VAR) para estimar o padrão das correlações entre as variáveis macroeconômicas e utilizar a matriz de correlações para a condução de simulações de Monte-Carlo. Desse modo, é possível calcular a probabilidade de que a simulação da relação Dívida/PIB ultrapasse um determinado valor (por exemplo, 75%) e, posteriormente, comparar essa probabilidade com a percepção de risco do mercado, que no caso do artigo supracitado é dada pelo índice para os títulos de países emergentes. Constata-se, por fim, que apesar de a dívida ser sustentável em média – e em um ambiente sem risco - existem diversas trajetórias sob as quais a política fiscal não seria sustentável.

Em termos da associação desta literatura à de quebras estruturais, Luporini (1999) contribui com o debate ao investigar o desempenho da política fiscal no Brasil dividindo a amostra em subperíodos, conforme sejam identificadas mudanças no comportamento da relação Dívida-PIB. Nesta proposta a amostra é dividida em dois subperíodos em virtude do impacto do choque do petróleo de 1979 sobre as contas públicas brasileiras. Embora os resultados dos testes realizados indiquem a sustentabilidade da dívida entre 1966 e 1996, é constatado que a partir de 1981 esta dívida seguiria uma trajetória insustentável.

A justificativa econômica para as quebras estruturais ao se realizar testes quando se impõe a data dessas quebras constituem os principais problemas de metodologias adotadas, a exemplo de Luporini (1999). Note, a título de ilustração através do gráfico 1 que, mesmo entre 1991 e 2006, não é possível identificar um número exato dessas mudanças, ou seja, ao invés de um evento determinístico, parece mais realista aceitar que a data da quebra deva ser considerada uma variável estocástica.

Ademais, os estudos supracitados estariam sujeitos à imprecisão das modelagens desenvolvidas a partir da utilização do histórico de gastos e receitas públicas no Brasil, pois, quanto mais longas são as séries estatísticas sobre essas rubricas, mais imprecisas são as informações. Isto decorre principalmente pela não incorporação dos denominados "esqueletos" e/ou investimentos de empresas estatais na rubrica de gasto público. Goldfajn (2002), utilizando dados a partir de 1998, corrobora este argumento realizando simulações com diferentes cenários econômicos de longo-prazo para a economia brasileira, para inferir sobre a sustentabilidade da razão dívida/PIB na década seguinte. Mesmo para cenários conservadores quanto à taxa de crescimento do PIB e do superávit fiscal, a conclusão é favorável à sustentabilidade da dívida.

Na linha deste estudo destaca-se o de Mendonça e dos Santos (2008), que estimam uma função de reação fiscal via modelos de Markov-Switching para o Brasil no período pós-Real; os autores constatarem uma mudança de regime pós-meados de 2000 e uma perda de resposta por parte do governo brasileiro em termos de geração de superávit primário após esta data. No estudo seguinte, Mendonça *et.al.* (2008) com a mesma técnica de estimação que permite mudanças de regime e levando em consideração a importância dos ajustes

patrimoniais sobre o cômputo da dívida pública, confirmam a sustentabilidade da dívida pública brasileira no médio prazo.

Nesse sentido, o presente artigo seguirá a proposta mais recente de Bohn (2006), que apresenta uma crítica às técnicas tradicionais de testes de estacionariedade e cointegração, e propõe que a solvência do governo é obtida se a dívida é estacionária a partir de qualquer número finito de diferenciações; ou seja, a ROI continua satisfeita se receitas e gastos são estacionárias em diferenças para qualquer ordem arbitrária e sem qualquer pré-requisito de cointegração. Deste modo, tem-se uma ampla classe de processos estocásticos que violam as condições de estacionariedade e cointegração tradicionais para testes de sustentabilidade da política fiscal, mas continuam satisfazendo a ROI. A implicação testável deste argumento é que a prática comum de julgar se determinado governo é ou não solvente a partir de testes de raiz unitária e cointegração é falha.

O estudo de Bohn (2006) sugere ainda que as abordagens que analisam sustentabilidade via estimação da função de reação do governo são mais promissoras no entendimento do comportamento dos déficits. Desta forma, a metodologia proposta na seção seguinte adicionará a possibilidade de quebras estruturais nos parâmetros da função de reação do governo e, diferentemente do proposto em Mendonça *et.al.* (2008), permitir-se-á múltiplos regimes de acordo com as “*m*” possíveis quebras estruturais que serão permitidas aos parâmetros da função estimada.

3. Metodologia: o modelo e a função de reação do governo

Formalizando a proposta de Bohn (2006), parte-se da denominada identidade orçamentária do governo, a qual é especificada em qualquer instante no tempo “*t*” por:

$$B_t = G_t^0 - T_t + (1 + r_t)B_{t-1} \quad (8)$$

com B_t definida como a dívida pública, G_t^0 o gasto primário, T_t a receita e r_t a taxa de juros. A primeira diferença em (8) resulta na equação,

$$\Delta B_t \equiv B_t - B_{t-1} = G_t^0 - T_t + r_t B_{t-1}$$

a qual define o déficit do governo incluindo juros, e o termo $(G_t^0 - T)$ representa o déficit primário. Tais variáveis podem ser utilizadas em termos nominais, reais ou ainda como proporção do PIB ou da população, desde que se adéque o fator de acumulação, r_t .

Assumindo que: $h_1) r_t = r > 0$ e $\rho = 1/(1+r) < 1$

$$h_2) E_t[r_{t+1}] = r > 0 \text{ e } \rho = E_t[1/(1+r_{t+1})] < 1$$

a identidade (8) implica na expressão:

$$B_t = \rho E_t[T_{t+1} - G_{t+1}^0 + B_{t+1}] \quad (9)$$

Pode-se ainda considerar uma terceira hipótese (h_3), caso r_t seja qualquer processo

estocástico estacionário com média $r > 0$, tal que $G_t = G_t^0 + (r_t - r)B_t$. Portanto, com propriedades similares ao gasto primário, define-se $G_t = G_t^0$ nos casos das duas primeiras hipóteses, para então reescrever (9), após a substituição, como:

$$B_t = \rho E_t [T_{t+1} - G_{t+1} + B_{t+1}]$$

com $\rho < 1$ em ambos os casos. Definindo $S_{t+1} = T_{t+1} - G_{t+1}$ e resolvendo *forward*, obtém-se:

$$B_t = \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t [S_{t+i}] \quad (10)$$

$\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] = 0$ é a condição suficiente para sustentabilidade da dívida e o segundo termo do lado direito da equação (10) representa a ROI do governo, caso a condição de transversalidade supracitada seja válida.

Dado o exposto, a metodologia para testar a sustentabilidade da política fiscal do governo será baseada na estimação da função de reação deste, conforme descrito em Barro (1979) e Bohn (1998), cuja técnica utilizada consiste em estimar a seguinte equação:

$$s_t = \mu_i + \alpha_i b_{t-1} + \beta \tilde{g}_t + \gamma \tilde{y}_t + v_t \quad (11)$$

Todas as variáveis estão expressas como proporção do PIB e \tilde{g}_t e \tilde{y}_t definidos como desvios dos gastos e da receita em relação aos valores obtidos via filtro de Hodrick-Prescott. Portanto, os sinais esperados são $\beta < 0$ e $\gamma > 0$, e a condição de sustentação é que $\alpha > 0$, indicando que existe uma resposta positiva do governo - em termos de geração de superávit primário - ao acúmulo da dívida pública.

Adicionalmente, permite-se a estimação da equação (11) para subperíodos amostrais, de acordo com a verificação de quebras estruturais nos parâmetros " μ " e " α " seguindo a proposta de Bai (1997) e Bai e Perron (1998). Os testes de quebra verificam se estão sendo realizados ajustes na política fiscal do governo a partir do relacionamento entre dívida e resultado primário. A equação (11) com um número " m " desconhecido de quebras estruturais pode então ser escrita como:

$$s_t = \sum_{i=1}^{m+1} (\mu_i + \alpha_i b_{t-1} I_{t \in I_i}) + \beta \tilde{g}_t + \gamma \tilde{y}_t + v_t \quad (12)$$

com $m = 0, 1, 2, \dots$. Quando $m = 0$, a equação (12) se resume à (11). I_i é o subperíodo determinado pelas quebras estruturais t_{i-1} e t_i , e $I_{t \in I_i}$ corresponde à função indicadora que assume valor 1 se $t_{i-1} \leq t \leq t_i$ e 0 caso contrário. Por fim, cabe notar que para cada subperíodo " i " tem-se um intercepto μ_i e uma condição de sustentabilidade $\alpha_i > 0$ correspondentes, enquanto os parâmetros " β " e " γ " são definidos para a amostra completa.

Duas abordagens no processo de estimação de quebras estruturais endógenas devidas a

Andrews (1993) e Bai e Perron (1998) merecem realce. A primeira é aplicada a modelos não-lineares e apenas uma quebra é selecionada. Não obstante, esta técnica possui a restrição de as distribuições assintóticas para os testes tipo-F utilizados serem construídas para regressores sem tendência, fato que não se verifica nos parâmetros da equação (11), que apresentam *trends* determinísticos. Já a segunda técnica, aqui adotada, é mais robusta no processo de escolha dos pontos de quebra, pois não exige que os regressores não possuam tendências, como é o caso das séries de dívida pública (DLSP) e superávit primário, ambas como proporções do PIB, utilizadas. Esta técnica permite ainda que as múltiplas quebras possam ser estimadas conjuntamente através do algoritmo descrito em Perron (1997) e, portanto, requer um esforço computacional menor. Finalmente, a adoção desta última técnica é ainda corroborada por estimativas preliminares obtidas via testes de Chow para a equação (11), que indicaram instabilidade nos seus coeficientes estimados.

Bai e Perron (1998) estabelecem hipóteses de regularidade que garantem que cada “regime” possua um número suficiente de observações (a exemplo das metodologias TAR, SETAR, etc...), bem como permitem condições bem gerais para os resíduos da regressão estimada. Deste modo, as datas de quebra são estimadas consistentemente. Seguindo Uctum et. al. (2006), existem diversas outras metodologias para testar a instabilidade dos parâmetros de uma equação como essa função de reação descrita em (12), mas embora estimem o ponto de quebra, não são tão apropriadas para estimar mudanças estruturais nas relações dívida-superávit.

De acordo com Perron (1997) e Bai e Perron (1998), se o número de quebras é conhecido, a metodologia consiste em estimar o primeiro ponto de quebra, \hat{t}_1 , tal que $\hat{t}_1 = \arg \min_{t_1} S_T(t_1)$ com $S_T(t_1)$ definida como a soma dos quadrados dos resíduos resultante da estimação do modelo (11) no período completo. Divide-se então a amostra em duas e estima-se o modelo de uma quebra em cada uma delas, de onde surgem dois novos pontos de quebra. Destes, o segundo ponto, \hat{t}_2 , corresponde ao que promove a maior redução na Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) da amostra completa. Este processo é repetido até que todas as quebras sejam encontradas. Por outro lado, se o número de quebras é desconhecido, o procedimento adicional consiste em testar a hipótese nula de “ m ” quebras estruturais, contra a alternativa de “ $m+1$ ” ($m=0,1,2,\dots$) até que se rejeite a hipótese nula, ou seja, o número de pontos de quebra corresponde ao valor de “ m ” para o qual esta hipótese não foi rejeitada. Os valores críticos para tais testes seqüenciais, $F_T(m+1/m)$, são tabelados em Bai e Perron (1998, p.61).

Como ilustra o Gráfico 1, a série de Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) não evidencia um número exato de quebras, fato que justifica a adoção deste último procedimento. A estimação consiste então no que é denominado método de mínimos quadrados seqüenciais, cujo procedimento obedece aos seguintes passos: estima-se (11) com $m=1$ para o período completo e identifica-se \hat{t}_1 , tal que $\hat{t}_1 = \arg \min_{t_1} S_T(t_1)$ com $S_T(t_1)$ definida como a soma dos quadrados dos resíduos do modelo com uma quebra e com o candidato t_1 . A amostra é então dividida em duas e para cada subperíodo, $[1, t_1]$ e $[t_1, T]$, é estimado um modelo com uma quebra, fornecendo duas novas datas potenciais, \hat{t}_1 e \hat{t}_2 , respectivamente. Se $S_T(\hat{t}_1, \hat{t}_1) < S_T(\hat{t}_1, \hat{t}_2)$, então $\hat{t}_2 = \hat{t}_1$, caso contrário, $\hat{t}_2 = \hat{t}_2$. Note que $S_T(\hat{t}_1, \hat{t}_1)$ representa a SQR para o modelo (11) com $m=2$ (\hat{t}_1, \hat{t}_1). Bai e Perron (1998) mostraram que se t_1^* e t_2^* são

os verdadeiros pontos de quebra, então (\hat{t}_1, \hat{t}_2) é consistente para (t_1^*, t_2^*) . A amostra é então subdividida em três: $[1, \hat{t}_1]$; $[\hat{t}_1, \hat{t}_2]$; $[\hat{t}_2, T]$, e assim por diante.

4. Evidência empírica: base de dados e resultados

Dada a explanação sobre a limitação dos testes tradicionais de raiz unitária e das técnicas de cointegração em análises de sustentabilidade da dívida pública, principalmente na presença de quebras estruturais na série de dívida, o artigo utiliza uma combinação do modelo de suavização de impostos de Barro (1979), com uma abordagem que permite múltiplas quebras estruturais endógenas nos coeficientes da função de reação do governo.

Seguindo a proposta de Bai (1997) e Bai e Perron (1998), se almeja investigar se a acumulação de dívida pública implica em políticas mais restritivas por parte do governo brasileiro. No modelo de Barro (1979), também utilizado por Rocha (1995) e Luporini (2000), a condição para sustentabilidade se resume à resposta positiva do superávit primário à dívida, enquanto a técnica de Bai (1997) viabiliza a estimação de uma função de resposta fiscal com múltiplas quebras estruturais nos parâmetros estimados para o intercepto e para a resposta do superávit primário à dívida. Similarmente, o presente estudo desenvolve e estima uma função de reação para o Brasil, considerando as datas das quebras estruturais como variáveis aleatórias, permitindo, portanto, analisar a resposta política do Governo à acumulação de dívida mesmo nos períodos de mudanças estruturais na política fiscal e em subperíodos amostrais definidos endogenamente conforme os critérios acima descritos.

Dados mensais do Banco Central do Brasil (BCB) referentes ao estoque da Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) e superávit primário foram obtidos para o período compreendido entre dezembro de 1991 e dezembro de 2008, totalizando 205 observações. Os dados são para o setor público consolidado e encontram-se disponíveis na base de dados do BCB entre 1991 e 2008, apenas receitas e despesas foram obtidas apenas para o governo federal de acordo com uma metodologia de cômputo “acima da linha” realizada pela Secretaria do Tesouro Nacional. As variáveis receita e gasto foram ainda utilizadas sob a forma de desvios, o que por si pode mitigar⁶ problemas de grandeza ao se utilizar apenas o governo federal como *proxy* para o setor público consolidado. Os desvios das variáveis gasto e receita em relação aos seus níveis normais, em conformidade com a equação (11), foram obtidos a partir das diferenças dessas séries com relação às respectivas séries extraídas via filtro de Hodrick-Prescott, conforme realizado em Barro (2003). Vale ressaltar ainda que estas duas últimas variáveis da expressão (11) têm importância de segunda ordem no nosso estudo, visto que a condição de sustentabilidade está associada ao coeficiente estimado da relação dívida/PIB defasada. Todo o processo de estimação foi conduzido a partir de um programa escrito em GAUSS 8.0, seguindo a metodologia de Bai (1997) e Bai e Perron (1998).

A Tabela 1 abaixo apresenta os resultados das estimativas para as datas das quebras estruturais, enquanto a Tabela 2 expõe os coeficientes estimados para os parâmetros da equação (12) em cada regime e as respectivas condições de sustentabilidade explicitadas via sinal do coeficiente da primeira defasagem da dívida. Desta forma, analisa-se inicialmente a possibilidade de serem verificadas mudanças estruturais na política fiscal do Governo, e se os períodos em que são constatadas tais mudanças estão relacionados com as medidas de ajuste fiscal implementadas na década de 90, bem como com as desvalorizações cambiais do final desta década e início dos anos 2000. As estimativas obtidas permitem concluir, portanto, sobre os impactos e/ou a eficácia destes dispositivos através da resposta do superávit primário ao acréscimo da dívida do setor público.

Tabela 1: Estimativas das Datas para as Mudanças Estruturais

Quebra	\hat{t}_1	\hat{t}_2
Data	05/1994	02/2003
I.C. 95%	[11/1993 ; 07/1994]	(03/2001; 06/2004)
n. obs.:205		

Fonte: Elaborado pelos autores (2010).

Tabela 2: Estimativas da Função de Reação com Duas Quebras - 1991:12 – 2008:12

Coefficientes	μ_1	μ_2	μ_3	α_1	α_2	α_3	β	γ
Estimativas	0.002	-0.007	-0.015	-0.001	0.018	0.041	-0.027	1.672
Desvio Padrão	(0.000)	(0.001)	(0.006)	(0.02) *	(0.003)	(0.013)	(0.074)*	(0.764)
n. obs.	R ²	BIC					LWZ	
205	0,30	-11.87					-11.69	

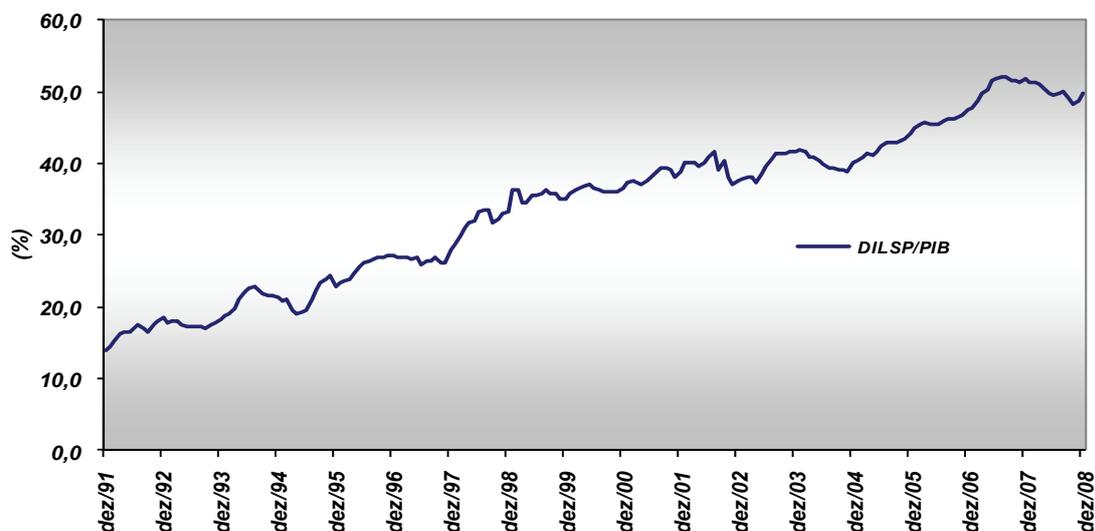
Fonte: Elaborado pelos autores (2010). (*) Não-significante. Demais estimativas significantes a 5%.

Os resultados nas tabelas 1 e 2 indicam a presença de uma quebra estrutural em meados de 1994, ocorrida entre as duas leis de renegociação de dívidas, conforme citadas na primeira seção, e no início de 2003, após a desvalorização cambial verificada em 2002. Registre-se ainda a ocorrência desta última durante um período de elevada incerteza acerca da “linha de política econômica” a ser seguida no Brasil, muito embora tenha sido constatado um elevado crescimento do PIB a partir de 2003.

Giambiagi (2006) argumenta que a política fiscal brasileira apresenta claramente dois pontos de inflexão. O primeiro em 1999 quando se fez um ajuste fiscal primário, mas onde a dimensão dos ajustes patrimoniais da época teria impedido a mudança da trajetória da relação dívida/PIB, que continuava ascendente nos períodos seguintes. O segundo seria em 2004 quando, desde 1994, esperava-se estar encerrado um ciclo de dez anos de aumentos da relação dívida pública/PIB. Embora, conforme argumentado anteriormente, a opção por dados em frequência mensal possam ter suavizado a possível mudança de 1999, os achados são consistentes com o argumento de Giambiagi (2006), bem como de outros boletins divulgados pelo Tesouro Nacional e Banco Central.

Ademais, como a variável de interesse é o total da dívida do setor público, o impacto dos dispositivos disciplinadores dos gastos públicos fica parcialmente comprometido, de forma que credibilidade parece ser o fator determinante da mudança estrutural verificada em 1994. Ainda assim vale ressaltar que 1995 foi o ano da moratória mexicana, o que implicou em uma redução do PIB nacional, bem como em um crescimento desordenado da dívida interna, de forma que o indicador DILSP/PIB reverte a tendência decrescente verificada em 1994, fator determinante da quebra estrutural verificada neste período. O gráfico 3 evidencia esse fato.

Gráfico 3: Dívida Interna Líquida do Setor Público Consolidado como Proporção do PIB Brasileiro, 1991:12 - 2008:12



Fonte: Elaborado pelos autores (2010).

Ainda de acordo com a Tabela 2, evidencia-se que até 05/1994 a resposta do governo ao acúmulo da dívida pública era inócua, uma vez que o coeficiente α_1 não se mostrou estatisticamente significativo⁷. A partir deste período, embora seja verificado um breve agravamento da sua situação fiscal, representado pela redução de $\hat{\mu}_i$ de $i=1$ para $i=2$, a dívida líquida do setor público se mostrou sustentável. Cabe notar a considerável elevação das magnitudes das estimativas dos coeficientes $\hat{\alpha}_i$ ($i=1,2,3$), bem como a progressão de sua significância estatística do primeiro para o segundo regime.

Em conjunto, os resultados atestam a eficácia do ajuste fiscal realizado pelo setor público a partir da segunda metade da década de 90, bem como corroboram os argumentos de Goldfajn (2002), quando afirma que mesmo nos cenários mais desfavoráveis para a taxa de juros a política fiscal no Brasil seria sustentável entre 1998 e 2002.

A partir de 02/2003, a trajetória declinante da relação dívida/PIB associada à estabilidade do superávit primário em torno de 4% do PIB apresentados no Gráfico 2 justificam os resultados do modelo que indicam que não apenas a dívida pública se mantém sustentável, como constata-se ainda uma elevação da capacidade de resposta do governo em termos de geração de superávit aos eventuais aumentos da dívida, fato que se reflete no aumento do coeficiente estimado ($\hat{\alpha}_3$).

Considerações finais

O artigo buscou contribuir com o novo debate acerca da sustentabilidade da política fiscal no Brasil considerando a existência de múltiplas quebras estruturais endógenas nos coeficientes da função de resposta fiscal do Governo.

A opção metodológica segue a proposta de Bohn (2006), que explicita a estratégia de se investigar a existência de uma resposta do Governo em termos de geração de superávit

primário ao acúmulo da dívida pública. Tal escolha se deve ao fato de ser uma forma mais robusta e promissora de conduzir a análise da sustentabilidade da política fiscal de um país.

Dados mensais no período dezembro-1991/dezembro-2008 para o estoque da dívida líquida do setor público consolidado e dos fluxos de gastos e receitas permitiram estimar uma função de reação para o Brasil, testando-se a ocorrência de quebras estruturais endógenas de acordo com a proposta de Bai e Perron (1998). A vantagem desta abordagem em relação às propostas anteriores, como as de Luppomini (1999 e 2000) que também atesta que a dívida pública brasileira é sustentável, é a não imposição a priori da data da mudança estrutural, mas consideram-se as quebras estruturais como variáveis aleatórias. Mais ainda, ampliando a proposta de Lima e Simonassi (2005) que confirmam a sustentabilidade da dívida pública no Brasil no período 1947-1999, permite-se mais de uma mudança estrutural nos parâmetros estimados. A outra vantagem é que esta metodologia permite identificar a existência de políticas ativas de austeridade fiscal nos períodos em que a dívida eventualmente cresce, tais como as leis de renegociação de dívidas e as medidas de ajuste fiscal ao longo da década de 90, além da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) a partir de 2000.

Os resultados evidenciam duas mudanças estruturais na política fiscal brasileira: uma a partir de maio de 1994, e outra em fevereiro de 2003. Conforme argumentado, tais achados são consistentes com os argumentos de Giambiagi (2006) de que 2004 foi o ano em que se esperava encerrado o ciclo de dez anos de aumentos da relação Dívida Pública/PIB, com o primeiro declínio em 1994. Não obstante, embora podendo ter um efeito de segunda ordem, a primeira quebra ocorre no período entre as duas leis de renegociação de dívidas e marcado por diversas restrições ao endividamento das esferas menores de governo e a segunda próxima ao período de uma desvalorização cambial, de profunda incerteza acerca do futuro da economia brasileira, mas de um crescimento econômico elevado, se comparado aos demais anos da década.

Embora a política fiscal brasileira tenha se mostrada sustentável ao longo do período analisado, apenas a partir de maio de 1994 a até então inócua capacidade de resposta do setor público aos aumentos da dívida pública passa a ser significativa. Esta melhora do resultado fiscal do Governo está associada à relativa irrelevância do uso da senhoriagem como fonte de financiamento. Tais resultados corroboram o argumento de Goldfajn (2002), que previa sustentabilidade da dívida pública brasileira a partir de 1998, mesmo nos cenários mais adversos para o crescimento do PIB e da taxa de juros.

Após fevereiro de 2003 a dívida líquida do setor público não apenas permanece sustentável, como ainda constata-se uma elevação da capacidade de resposta do Governo em termos de geração de superávit primário às eventuais elevações da dívida, fato que decorre fundamentalmente da trajetória declinante apresentada pela dívida como proporção do PIB brasileiro vis à vis a relativa estabilidade do superávit primário em torno de 4% do PIB nacional.

Referências

- ANDREWS, D. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*. v. 61, n. 4, 821-56.
- BAI, J. (1997a). Estimating multiple breaks one at a time. *Econometric Theory*. v. 13, n. 3, 315-52.
- BAI, J. (1997b). Estimation of a change point in multiple regression models. *Review of*

- Economics and Statistics*. v. 79, n. 4, 551-63.
- BAI, J.; PERRON, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*. v. 66, n. 1, 47-78.
- BARRO, R. (1979). On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*. v. 87, n. 5, 940-71.
- BARRO, R. (2003). Public debt in emerging markets: is it too high? *World Economic Outlook-IMF*. September, 113-52.
- BOHN, H. (1991). Budget balance through revenue or spending adjustments? some historical evidence for the United States. *Journal of Monetary Economics*. v. 27, 333-359.
- BOHN, H. (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics*. v. 113, n. 3, August, 949-63.
- BOHN, H. (2006). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Working Paper*, Department of Economics, UCSB.
- CYSNE, R. P.; COIMBRA-LISBOA, P. C. (2004). Imposto inflacionário e transferências inflacionárias no Brasil: 1947-2003. *Revista de Economia Política*. v. 26, n. 4.
- IMF. (2004). Assessing fiscal sustainability: data and econometric methods. Chapter 3, 140-148.
- GARCIA, M.; RIGOBON, F. (2004). A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data. *NBER Working Paper 10336*. Cambridge, MA.
- GIAMBIAGI, F. (2006). A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público? *Texto para Discussão do IPEA*, n.1169, Rio de Janeiro.
- GOLDFAJN, I. (2002). Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável? Notas Técnicas do Banco Central do Brasil. n. 25, Julho, 251-26.
- GOLDFAJN, I. (2004). Comentários ao artigo "A risk management approach to emerging markets' sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data", de Garcia e Rigobon. Rio de Janeiro.
- HAMILTON, J.; FLAVIN, M. (1986). On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*. v. 76, n. 4, 808-819.
- HAKKIO, C.; RUSH, M. (1991). Is the budget deficit "too large"? *Economic Inquiry*. v. 29, n. 3, 429-445.
- ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. (1997). Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time series evidence from 1947-1992. *Journal of Development Economics*. v. 62, 131-147.
- JOHANSEN, S. (1998). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. v. 12, 231-254.
- LEE, T.; TSE, Y. (1996). Cointegration tests with conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. v. 73, 401-410.
- LIMA, L. R. SIMONASSI, A.G. (2005). Dinâmica não-linear e sustentabilidade da dívida pública brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. v. 35, agosto, n. 2.
- LUPORINI, V. (1999). Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence. *Texto para Discussão* n. 125, Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 29p.
- LUPORINI, V. (2000). Further investigation into the sustainability of the Brazilian federal domestic debt. *Texto para Discussão* n. 131, Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 21p.
- LUPORINI, V. (2001). The Behavior of The Brazilian Federal Domestic Debt. *Texto para Discussão* n.161, Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 16p.
- LÜTKEPOHL, H. (1995). *Introduction to multiple time series analysis*. Springer-Verlang, Berlin.

- MENDONÇA, M.J; e DOS SANTOS, C.H. (2008). Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime. *Texto para Discussão* n.1337, IPEA, Rio de Janeiro.
- MENDONÇA, M. J; PIRES, M.C; e MEDRANO, L. (2008). Administração e sustentabilidade da dívida pública no Brasil: uma análise para o período 1995-2007. *Texto para Discussão* n.1242, IPEA, Rio de Janeiro.
- PERRON, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*. v. 57, n. 6, 1361-1401.
- ROCHA, F. (1997). Long-run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*. v. 51, n. 4, 447-470.
- SARGENT, T.; WALLACE, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*. v. 91, n. 5, 1-17.
- TREHAN, B.; WALSH, C. E. (1988). Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing. *Journal of Economics Dynamics and Control*. v. 17, 423-41.
- UCTUM, M.; WICKENS, M. R. (2000). Debt and deficit ceilings and sustainability of fiscal policy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. v. 62, n. 2, 197-222.
- UCTUM, M.; WICKENS, M. R. (1993). The sustainability of current account deficits: a test of the US intertemporal budget constraint. *Journal of Economic Dynamics and Control*. v. 17, n. 3, 423-41.
- UCTUM, M.; THURSTON, T.; UCTUM R. (2006). Public debt, the unit root hypothesis and structural breaks: a multi-country analysis. *Economica*. v. 73, n. 289, 129-156.
- WILCOX, D. W. (1989). The sustainability of government deficits: implications of the present-value constraint. *Journal of Money Credit and Banking*. v. 21, n. 3, 291-306.
- YAO, Y. C. (1988). Estimating the number of change-points via Schwarz's criterion. *Statistics and Probability Letters*. v. 6, 181-9.
- ZIVOT, E.; ANDREW, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*. v. 10, 25-44.

¹ Primeira Lei de Renegociação de Dívidas, implementada em 05/11/1993. A lei estabeleceu diretrizes para a consolidação e o reescalonamento, pela União, de dívidas internas das administrações direta e indireta dos Estados, Distrito Federal e Municípios. Os saldos devedores líquidos refinanciados foram atualizados de 30/06/1993.

² Segunda Lei de Renegociação de Dívidas implementada em 11/09/1997, estabelece critérios para a consolidação, a assunção e o refinanciamento, pela União, da dívida pública mobiliária e outras de responsabilidade dos estados e do Distrito Federal.

³ Também chamada de Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) sancionada em 05/05/2000, estabelece normas de finanças públicas voltadas para responsabilidade na gestão fiscal.

⁴ Em relação à dívida interna como proporção do PIB, entre junho e dezembro de 1993 esta relação manteve-se estável abaixo dos 18%.

⁵ Considerando o mês de dezembro como referência, dados atualizados do BCB em 2008 demonstram um aumento de 38,9% para 44,5%, na relação DLSP/PIB no mesmo período. Estes foram os dados utilizados neste estudo.

⁶ Vale ressaltar que as receitas do governo federal, por exemplo, são superiores à soma das receitas estaduais com as municipais.

⁷ Ver tabela 2. Os resultados são confirmados mesmo utilizando a senhoriagem como forma de financiamento. Tais extensões foram omitidas devido à relativa irrelevância deste possível mecanismo de financiamento no período mais recente.