

## **Função de Resposta Fiscal, Múltiplas Quebras Estruturais e a Sustentabilidade da Dívida Pública no Brasil**

*Andrei G. Simonassi*

### **Resumo**

O artigo contribui com o novo debate acerca da sustentabilidade 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 entre janeiro de 1991 e outubro de 2006 para o estoque da dívida líquida do setor público e dos fluxos de gastos e receitas incluindo senhoriagem, estima-se uma função de reação para o Brasil, permitindo múltiplas quebras estruturais endógenas de acordo com a proposta de Bai e Perron (1998). A vantagem desta abordagem em relação às propostas anteriores é a não imposição da data da mudança estrutural, ou seja, as quebras estruturais são variáveis aleatórias. Os resultados evidenciam uma mudança estrutural na política fiscal brasileira a partir de maio de 1995, período entre as duas leis de renegociação de dívidas e marcado por diversas restrições ao endividamento das esferas menores de governo. A política fiscal brasileira se mostrou sustentável ao longo do período analisado, entretanto, apenas a partir de maio de 1995 a até então inócua capacidade de resposta do setor público aos aumentos da dívida pública passa a ser significativa. Ademais, esta melhora do resultado fiscal do governo está associada à relativa irrelevância do uso da senhoriagem como fonte de financiamento.

**Palavras-Chave:** Função de Resposta Fiscal, Múltiplas Quebras Estruturais, Sustentabilidade da Dívida Pública.

### **Abstract**

The article contributes with the new debate concerning the sustainability of the Brazilian fiscal policy including the possibility of multiple endogenous structural breaks on the coefficients of government reaction function. From monthly data between January of 1991 and October of 2006 for the net public debt and flows of public expenditures including seignorage, we estimate the Brazilian government's reaction function, allowing the possibility of multiple endogenous structural breaks as proposed by Bai and Perron (1998). The advantage related to the previous proposals is the non imposition of the date for the structural change, that is, the structural breaks are random variables. The results show a structural change in the Brazilian fiscal policy in May of 1995, period between two laws of debt renegotiation and characterized by some constraints to the indebtedness of local counties. The Brazilian fiscal policy was showed sustainable throughout the period analyzed, however, only since May of 1995 the public sector's capacity to reply to the increasing public debt was significant. Nevertheless, this improvement of the government fiscal result is associated with the relative irrelevance of the seignorage as financing source.

**Key-Words:** Fiscal Reaction Function, Multiple Structural Breaks, Sustainability of Public Debt.

**Área de Interesse:** Área 7 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

**Classificação JEL:** H6, H62, H63.

## Função de Resposta Fiscal, Múltiplas Quebras Estruturais e a Sustentabilidade da Dívida Pública no Brasil

*Andrei G. Simonassi<sup>1</sup>*

### 1 - 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 sustentabilidade da política fiscal.

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 sustentabilidade da dívida pública neste período é refletida na implementação de dispositivos como as Leis nº8727/93<sup>2</sup>, nº9496/97<sup>3</sup> e Lei Complementar n.101<sup>4</sup>, 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 Luporini (2000 e 2001), Issler e Lima (2000) e Lima e Simonassi (2005), avaliando o desempenho fiscal brasileiro a partir de dois critérios: a) se a dívida do setor público brasileiro é sustentável e b) 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 tais testes são realizados com controle para quebras estruturais, os resultados de não-estacionaridade mudam dramaticamente, conforme explicitado em Uctum et. al. (2006). Por conseguinte, a análise da sustentabilidade 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, 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 econômicas, uma vez que estes antecipam os resultados de longo prazo das

---

<sup>1</sup> Doutor em Economia pela Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas – EPGE/FGV e Pesquisador do IBRE/FGV.

<sup>2</sup> Primeira Lei de Renegociação de Dívidas implementada em 05/11/1993. Estabeleceu diretrizes para a consolidação e o reescalonamento, pela União, de dívidas internas das administrações direta e indireta dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios. Os saldos devedores líquidos refinanciados foram atualizados de 30/06/1993.

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> Também chamada de Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) sancionada em 05/05/2000, estabelece normas de finanças públicas voltadas para responsabilidade na gestão fiscal.

medidas econômicas 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, avaliar-se-á também as implicações de longo prazo das políticas fiscais em um cenário de possíveis mudanças estruturais na economia e de medidas de austeridade fiscal visando o combate ao crescimento desordenado da dívida pública.

Divide-se então o artigo em cinco seções além desta introdução: a seção 2 discute 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 janeiro de 1991 e outubro de 2006. A seção 3 realiza uma breve revisão da literatura envolvendo o tema, de forma a justificar e apresentar as vantagens da metodologia que é descrita na seção 4. A seção 5 descreve o exercício empírico e discute os resultados enquanto a seção 6 apresenta as considerações finais.

## **2 - A Evolução da Dívida Pública no Brasil**

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 de financiamento internas, a análise de cada rubrica separadamente não reflete a situação fiscal do setor público brasileiro, ou seja, parece óbvio que teremos 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 estar 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, dos governos estaduais e municipais, pelas empresas estatais nestas três esferas e pelo Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS)<sup>5</sup>.

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<sup>6</sup> junto ao setor privado, ao setor público financeiro, ao 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 mais líquidos destacam-se os depósitos bancários da Previdência Social, os impostos coletados e não transferidos e os demais depósitos do Tesouro Nacional e do BCB, já entre os de menor liquidez temos os créditos junto às empresas estatais, os recursos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) e o patrimônio líquido dos fundos constitucionais.

Isto posto, temos o conceito de Dívida Líquida do Setor Público (DLSP), que inclui as três esferas de governo, o BCB, a Previdência Social e as empresas estatais, e será objeto de análise neste estudo.

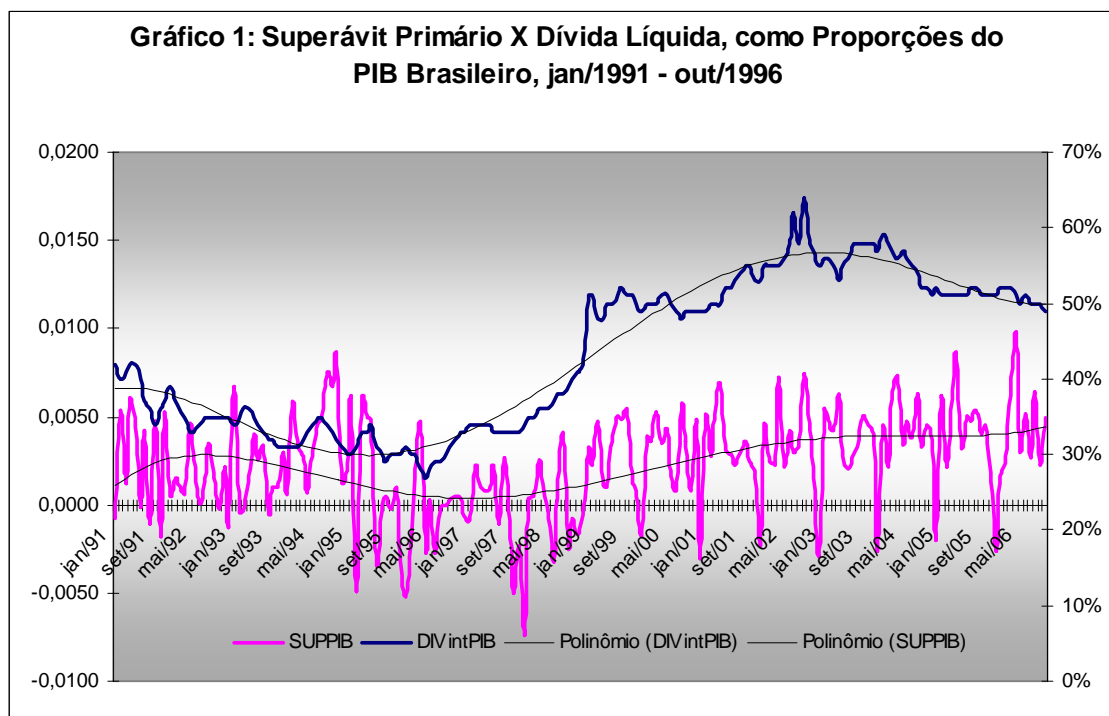
Considerando a importância do crescimento econômico para a sustentabilidade da política fiscal do governo, o gráfico 1 a seguir apresenta a trajetória da relação

---

<sup>5</sup> Ver Boletim do BCB (2005).

<sup>6</sup> Incluindo administrações direta, indireta e o INSS.

dívida/PIB no Brasil a partir de dados mensais da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e do BCB entre janeiro de 1991 e outubro de 2006.



No sentido de elevar a transparência dos dados fiscais, o BCB passou a explicitar, a partir de 1996, o reconhecimento de passivos contingentes<sup>7</sup> nas estatísticas fiscais. Tal atitude, aliada à substituição de dívida externa por dívida interna, implicou em uma sensível elevação tanto do indicador apresentado no gráfico 1 como no montante da dívida interna líquida do setor público em termos reais<sup>8</sup>.

Por outro lado, merece destaque o breve efeito dos dispositivos implementados pelo governo no sentido de conter o avanço da dívida pública no Brasil: o êxito da Lei n°8727/93 pôde ser verificado apenas até fevereiro de 1994, quando a razão dívida/PIB manteve-se estável em 31%<sup>9</sup>, já para a Lei n°9496/97 esta estabilidade foi verificada apenas nos dois meses após sua implementação. Finalmente, dentre os dispositivos apresentados na primeira seção, a LRF obteve 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, a partir dos valores do gráfico 1 é constatada uma correlação de 0,40 entre este e a DLSP, valor que chega a 0,59 para a sub-amostra 05/1995-10/2006. As aproximações polinomiais apresentadas para cada série evidenciam este relacionamento, no qual está a essência da metodologia utilizada no artigo e apresentada na seção 4.

<sup>7</sup> Os denominados "esqueletos" da dívida pública.

<sup>8</sup> Ver gráfico A1 do apêndice.

<sup>9</sup> Em relação à dívida interna como proporção do PIB, entre junho e dezembro de 1993 esta relação manteve-se estável abaixo dos 17%.

## 2.1 - Referencial Teórico: A Restrição Orçamentária Intertemporal

O referencial teórico comum nas análises envolvendo sustentabilidade 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:

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

Se em (2)  $\lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{s=1}^n \left( \frac{1}{1 + r_s} \right) B_n = 0$ , então o governo não usa um tipo de "jogo de Ponzi" para se financiar, logo, o atendimento à restrição orçamentária intertemporal (ROI) do governo representa a sustentabilidade da política fiscal do país.

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 destes testes é muito baixa se o país experimentou uma 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, desenvolveu-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 estes sistematicamente reduzem déficits ou elevam superávits em momentos de elevação da dívida pública. Este é o cerne da literatura recente sobre o tema.

### 3 - Revisão da Literatura

A literatura de sustentabilidade 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, na data "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 " $\varepsilon$ " é suposto ser um ruído branco. Se  $B_t$  é não estacionário e  $I(1)$ , então  $\Delta B_t$  é estacionário. Subtraindo  $B_{t-1}$  nos dois lados da equação (3) temos:

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

Portanto, a estacionariedade de  $\Delta B$  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 em um estudo cuja conclusão é 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.

Em nova abordagem, Bohn (1998) propõe um novo teste de sustentabilidade que é independente de qualquer hipótese sobre o comportamento da taxa de juros: para que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja 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 na razão dívida-PIB a restrição orçamentária intertemporal do governo é satisfeita, 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  $B_t$  é a dívida no início do período "t",  $S_t$  o superávit primário e  $(1 + R_t)$  um fator de taxa de juros. Para uma economia em que o produto cresce ao longo tempo, é possível deflacionar as variáveis pelo PIB, chegando à 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  $\mu_t = \alpha Z_t + \varepsilon_t$  e onde  $Z_t$  é o 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 no artigo demonstra que, para dados americanos, os testes de raiz unitária Dickey-Fuller e Phillips-Perron falham em rejeitar a hipótese de raiz unitária.

No Brasil esta 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 período 1947-1992. A sustentabilidade da dívida brasileira não é rejeitada quando a senhoriagem é incluída na receita do governo. Esta conclusão do estudo caracteriza bem a forma de financiamento fiscal de uma economia com inflação elevada.

Luporini (1999) contribui com este 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 duas 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, constata-se que a partir de 1981 esta dívida seguiria uma trajetória insustentável.

A justificativa econômica para as quebras estruturais ou a realização de testes de quebra estrutural quando se impõe a data da quebra constituem os principais problemas de metodologias como a de Luporini (1999). Note, por exemplo, que o gráfico 1 explicita 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 que a data da quebra deva ser considerada uma variável aleatória.

Ademais, nenhum dos estudos supracitados estaria imune à imprecisão das modelagens desenvolvidas a partir da utilização do histórico de gastos e receitas públicas no Brasil: quanto mais ao passado buscamos as estatísticas sobre essas rubricas, mais imprecisas são as informações, 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 para a taxa de crescimento do PIB e do superávit fiscal, a conclusão é favorável à sustentabilidade da dívida.

Isto posto, este artigo seguirá a proposta mais recente de Bohn (2006), que apresenta uma crítica às técnicas tradicionais de testes de estacionaridade e cointegração: 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<sup>10</sup> 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 estacionaridade 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 deste artigo que apresentada na próxima seção adicionará possibilidade de quebras estruturais nos parâmetros da função de reação do governo.

---

<sup>10</sup> Incluindo despesas com juros.

## 4 - Metodologia

### 4.1 - O Modelo

Formalizando a proposta de Bohn (2006), parte-se do que é denominada identidade orçamentária do governo:

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

com  $B_t$  definida como a dívida pública na data "t",  $G_t^0$  o gasto primário,  $T_t$  a receita e  $r_t$  a taxa de juros em "t". A diferença

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

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

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

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

a identidade (8) implica na expressão:

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

não obstante, podemos considerar ainda que  $h_3)$  se  $r_t$  é qualquer processo estocástico estacionário com média  $r > 0$ , tal que  $G_t = G_t^0 + (r_t - r)B_t$  e, portanto, com propriedades similares ao gasto primário, podemos definir  $G_t = G_t^0$  nos casos das duas primeiras hipóteses, para então reescrever:

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

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

$$B_t = \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t [S_{t+i}] \quad (9)$$

$\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] = 0$  é a condição suficiente para sustentabilidade da dívida e o segundo termo do lado direito de (9) representa a ROI do governo caso a condição de transversalidade supracitada seja válida.



## 4.2 - Metodologia Substituta

Inicialmente, Bohn (2006) argumenta que basta que a série de dívida seja integrada de qualquer ordem finita para que a condição de transversalidade acima seja satisfeita. A idéia é que o fator de desconto  $\rho^n$  dominará  $E_t[B_{t+n}]$  assintoticamente e, deste modo, a hipótese de que  $\rho < 1$  é robusta vis-à-vis a relativa irrelevância do nível da taxa de juros.

Definindo  $G_t^r$  como o gasto do governo inclusive despesas com juros e  $B_t$  e  $T_t$  como antes, a proposição 2 do autor consiste em uma crítica formal às análises de sustentabilidade via técnicas de cointegração:  $G_t^r \sim I(m)$  e  $T_t \sim I(n)$ , com a possibilidade de que  $m \neq n$  e de que tais variáveis não sejam cointegradas, então tanto a condição de transversalidade quanto a ROI do governo continuariam válidas desde que  $B_t \sim I(k)$  com  $k \leq \text{Max}[m,n] + 1$ .

No caso de cointegração entre déficit primário e dívida, o que está sendo investigado é se

$$(G_t - T_t) + \alpha B_{t-1} = \varepsilon_t \sim I(0)$$

com  $\alpha \neq 0$  representando a combinação linear estacionária entre tais variáveis. Adicionando esta informação à identidade<sup>11</sup> orçamentária (8), podemos reescrever:

$$B_t = (1 + r_t - \alpha)B_{t-1} + \varepsilon_t$$

de forma que, a exemplo de Trehan e Walsh (1988), o que está sendo investigado é se  $(G_t - T_t) = -\alpha B_{t-1} + \varepsilon_t$ , ou seja, o mecanismo de correção de erro é interpretado como uma função de reação do governo.

### 4.2.1 - A Função de Reação do Governo

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

$$s_t = \mu_t + \alpha b_{t-1} + \beta \tilde{g}_t + \gamma \tilde{y}_t + v_t \quad (10)$$

com todas as variáveis, 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 sustentabilidade 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, permitimos a estimação de (10) para subperíodos amostrais de acordo com a verificação de quebras estruturais nos parâmetros " $\mu$ " e " $\alpha$ " seguindo a proposta de Bai (1997) e Bai e Perron (1998). Os testes de quebra verificam se estão

---

<sup>11</sup> Com  $G_t = G_t^0$ .

sendo realizados ajustes na política fiscal do governo a partir do relacionamento entre dívida e resultado primário. A equação (10) com um número "m" desconhecido de quebras estruturais pode então ser escrita como:

$$s_t = \sum_{i=1}^{m+1} (\mu_i + \alpha_i b_{t-1} I_{t \in I_i}) + \beta \tilde{g}_t + \gamma \tilde{y}_t + v_t \quad (11)$$

com  $m = 0, 1, 2, \dots$ . Quando  $m = 0$ , a expressão (11) se resume à (10).  $I_i$  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, note que para cada subperíodo "i" temos um intercepto  $\mu_i$  e uma condição de sustentabilidade  $\alpha_i > 0$ , já os parâmetros " $\beta$ " e " $\gamma$ " são definidos a partir da amostra completa.

Destacam-se duas abordagens no processo de estimação de quebras estruturais endógenas: Andrews (1993) e Bai e Perron (1998). A primeira é aplicada a modelos não-lineares e uma quebra apenas é selecionada. Não obstante, esta técnica possui a restrição de que as distribuições assintóticas para os testes tipo-F utilizados são construídas para regressores sem tendência, fato que não se verifica nos parâmetros da equação (10), que apresentam *trends* determinísticos. Já a segunda técnica, escolhida neste estudo, é mais robusta no processo de escolha dos pontos de quebra, pois não exige que os regressores não possuam tendência, permite múltiplas quebras, que podem ser estimadas conjuntamente através do algoritmo descrito em Perron (1997) e, portanto, exige um esforço computacional menor.

De acordo com Perron (1997)/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 (10) 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" até o qual esta hipótese não foi rejeitada. Os valores críticos para tais testes sequenciais,  $F_T(m+1/m)$ , são tabelados em Bai e Perron (1998)<sup>12</sup>.

Como demonstra 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 sequenciais: 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,

<sup>12</sup> Ver pág 61.

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. Uma forma alternativa de testar tal procedimento é combinar o método sequencial supracitado com Critério de Informação Bayesiano  $BIC(m)$  de Yao (1998) e  $LWZ(m)$  de Liu et. al.(1997). O número ótimo de quebras é dado quando o valor mínimo destes critérios de informação é atingido. Tais critérios<sup>13</sup> são apropriados para modelos com múltiplas quebras pois introduzem um fator de penalidade para quebras adicionais, o que necessariamente faria decrescer o valor da SQR<sup>14</sup>. Os resultados são apresentados nas tabelas 1 e 2 do apêndice e discutidos nas seções seguintes.

## 5 - Exercício Empírico

Dada a explicação 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, de acordo com a proposta de Bai (1997) e Bai e Perron (1998), para 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, já 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. Nesta linha, o estudo desenvolve e estima uma função de reação para o Brasil, considerando as datas das quebras estruturais como uma variável aleatória, permitindo, portanto, analisar a resposta política do governo à acumulação de dívida mesmo nos períodos de mudanças estruturais na política fiscal.

<sup>13</sup> Para " $m$ " quebras estruturais, estes critérios são dados por:

$$BIC(m) = \log S_T(\hat{t}_1, \hat{t}_2, \dots, \hat{t}_m) - \log T + (p^*/T) \log T$$

$$LWZ(m) = \log S_T(\hat{t}_1, \hat{t}_2, \dots, \hat{t}_m) - \log(T - p^*) = c_0 (p^*/T) (\log T)^{c_1}$$

Onde  $c_0 = 0,299$ ,  $c_1 = 2,1$  e  $p^* = (m+1)q + m + p$ . Este último representa um fator de penalização que compensa a redução na SQR por cada quebra adicional, com  $p$  e  $q$  definidos como o número de coeficientes que mudam e que permanecem inalterados, respectivamente, entre os regimes. (Perron 1998).

<sup>14</sup> No caso de regressores com tendência, de acordo com Bai (1997), um intervalo de confiança (I.C.) de 95% para a data de quebra estimada,  $\hat{t}_i$ , pode ser computado como  $[\hat{t}_i - [c/\hat{L}_i] - 1; \hat{t}_i - [c/\hat{L}_i] + 1]$ ,

onde  $\hat{L}_i = \frac{(\hat{\alpha}_{i-1} - \hat{\alpha}_i)^2 B_{i-1}^2}{\sigma_v^2}$ ,  $[c/\hat{L}_i]$  representa o inteiro mais próximo de  $c/\hat{L}_i$ ,  $c$  o 97,5º quintil, e

$\hat{\alpha}_{i-1}, \hat{\alpha}_i$  e  $\sigma_v^2$  representam as estimativas de resposta do governo antes e depois da data de quebra  $\hat{t}_i$  e a variância estimada de  $v_t$  em (11), respectivamente.

### 5.1 - Base de Dados

Dados mensais da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e do Banco Central do Brasil (BCB) para o estoque da Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) e para as despesas e receitas primárias<sup>15</sup> foram obtidos para o período compreendido entre janeiro de 1991 e outubro de 2006, totalizando 189 observações.

Os desvios das variáveis gasto e receita em relação aos seus níveis normais, em conformidade com a expressão (10), foram obtidos a partir das diferenças dessas séries com relação às respectivas séries obtidas via filtro de Hodrick-Prescott, conforme realizado em Barro (2003). O índice de inflação IGP-DI foi o deflator das séries nominais.

Todo o processo de estimação foi conduzido a partir de um programa escrito em GAUSS 6.0, seguindo a metodologia de Bai (1997) e Bai e Perron (1998).

### 5.2 - Resultados

A tabela 1<sup>16</sup> apresenta os resultados das estimativas para as datas das quebras estruturais e para os parâmetros da equação (11), enquanto a tabela 2 apresenta os mesmos resultados considerando o uso da receita de senhoriagem para o financiamento da dívida pública. Desta forma, analisamos inicialmente se são verificadas mudanças estruturais na política fiscal do governo e se os períodos em que são verificadas tais mudanças estão relacionados com as medidas de ajuste fiscal implementadas na década de 90. Posteriormente, as estimativas obtidas nos permitem analisar os impactos e/ou a eficácia destes dispositivos através da resposta do superávit primário ao acréscimo da dívida do setor público.

Nas tabelas 1 e 2 os resultados indicam a presença de uma quebra estrutural em meados de 1995, entre as duas leis de renegociação de dívidas citadas na primeira seção. Estes achados são consistentes com os dados do Senado Federal, que demonstram que entre 1990 e 1995 os estados viram sua dívida crescer 150% e acumularam, até o final de 1997, um débito de 97 bilhões de dólares. Antes das negociações com a União, que desembocaram na federalização das suas dívidas, 22 estados deviam mais do que um ano de arrecadação. Por outro lado, observa-se, ao longo da década de 90 uma tendência de diminuição das possibilidades de financiamento realizada por parte do Congresso<sup>17</sup>. 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. Não obstante, 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 em termos reais<sup>18</sup>, fatores determinantes quebra estrutural verificada neste período.

Os resultados evidenciam ainda que até 05/1995 a resposta do governo ao acúmulo da dívida pública era inócua, uma vez que mesmo utilizando a senhoriagem como forma de financiamento, o coeficiente  $\hat{\alpha}_1$  estimado não foi estatisticamente significativo. A partir deste período, embora seja verificado um breve agravamento da

---

<sup>15</sup> Receita do governo incluindo imposto inflacionário. As informações sobre a receita primária do governo incluindo imposto inflacionário foram obtidas a partir da metodologia proposta por Coimbra-Lisboa e Cysne (2004).

<sup>16</sup> Ver apêndice.

<sup>17</sup> De 1993 para 1995 o número de autorizações de endividamento decresceu 58%, passando de 113 para 48.

<sup>18</sup> Ver gráficos A1 e A2.

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 e a utilização da senhoriagem pouco influenciou na resposta do governo às elevações na DLSP. Note que é considerável a elevação do coeficiente,  $\hat{\alpha}_i$ , bem como sua significância estatística, do primeiro para o segundo regime.

Os resultados em conjunto 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), de que mesmo nos cenários mais desfavoráveis para a taxa de juros a política fiscal no Brasil seria sustentável entre 1998 e 2008.

## 6 - 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 acima segue a proposta de Bohn (2006), que explicita que a estratégia de investigar se existe uma resposta do governo, em termos de geração de superávit primário, ao acúmulo da dívida pública é uma forma mais robusta e promissora de conduzir a análise da sustentabilidade da política fiscal de um país.

A partir de dados mensais entre janeiro de 1991 e outubro de 2006 para o estoque da dívida líquida do setor público e dos fluxos de gastos e receitas incluindo senhoriagem, estima-se uma função de reação para o Brasil, permitindo a possibilidade de existência 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 Luppore (1999 e 2000) é a não imposição da data da mudança estrutural, ou seja, as quebras estruturais são variáveis aleatórias. Não obstante, tal metodologia nos 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) em meados de 2000.

Os resultados evidenciam uma mudança estrutural na política fiscal brasileira a partir de maio de 1995, período entre as duas leis de renegociação de dívidas e marcado por diversas restrições ao endividamento das esferas menores de governo.

A política fiscal brasileira se mostrou sustentável ao longo do período analisado, entretanto, apenas a partir de maio de 1995 a até então inócua capacidade de resposta do setor público aos aumentos da dívida pública passa a ser significativa. Ademais, 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.

## 7 – Referências

- Andrews, D. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61, 821--56.
- Bai, J. (1997a) Estimating multiple breaks one at a time. *Econometric Theory*, 13, 315--52.
- \_\_\_\_\_. (1997b). Estimation of a change point in multiple regression models. *Review of Economics and Statistics*, 79, 551--63.
- \_\_\_\_\_. and Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47--78.
- Barro, R. (1979). On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, vol. 87 October, pp. 940-71.
- Barro, R. (2003). Public debt in emerging markets: is it too high? *World Economic Outlook-I.M.F*, September, pp. 113-52
- Bohn, H. (1991). Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States. *Journal of Monetary Economics*. 27, 333-359.
- Bohn, H (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113 (August), pp. 949-63.
- Bohn, H (2006). Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint?, Working Paper, Department of Economics, UCSB, October.
- Coimbra-Lisboa, P C. e R P. Cysne (2004). Imposto Inflacionário e Transferências Inflacionárias no Brasil: 1947-2003. *Revista de Economia Política* vol 26, n. 4.
- Fundo Monetário Internacional (2004). *Assessing Fiscal Sustainability: Data and Econometric Methods*. Chapter 3 p.140-148.
- Goldfajn, I. (2002). Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável? *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*. 1-26.
- Hamilton, J. e Flavin, M. (1986). On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*. 76, 808-819.
- Hakkio, C. e Rush, M. (1991). Is the budget deficit "too large"?. *Economic Inquiry*. XXIX, 429-445.
- Issler, J. V. e Lima, L. R. (1997). Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time series evidence from 1947-1992. *Journal of Development Economics*. 62, 131-147.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12, 231-254.
- Lee, T. e Tse, Y. (1996). Cointegration tests with conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 73, 401-410
- 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.

- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361--1401.
- Rocha, F. (1997). Long-run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*. 51(4), 447-470.
- Sargent, T. e Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserv Bank of Minneapolis Quarterly Review*. 5, 1-17.
- Trehan, B. and Walsh, C. E. (1988). Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing. *Journal of Economics Dynamics and Control*, 17, 423--41.
- Uctum, M. and Wickens, M. R. (2000). Debt and deficit ceilings and sustainability of fiscal policy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62, 197--222.
- Uctum, M. and Wickens, M. R. (1993). The sustainability of current account deficits: a test of the US intertemporal budget constraint. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 423-41.
- Uctum, M. Thurston, T. and Uctum R. (2006). Public Debt, the Unit Root Hypothesis and Structural Breaks: A Multi-Country Analysis. *Economica*, 73, 129--156.
- Wilcox, D. W. (1989). The sustainability of government deficits: implications of the present-value constraint. *Journal of Money Credit and Banking*, 21, 291--306.
- Yao, Y. C. (1988). Estimating the number of change-points via Schwarz's criterion. *Statistics and Probability Letters*, 6, 181--9.
- Zivot, E. and Andrew, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 25-44.

## Apêndice

### 7.1 - Resultados do Modelo sem a Receita de Senhoriagem

**Tabela 1: Estimativas do Modelo sem Receita de Senhoriagem**

Quebra	$\hat{t}_1$	Estimativas	$\mu_1$	$\mu_2$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta$	$\gamma$
	05/1995		-0.001	-0.007	0.010	0.019	-0.338	-0,037
I.C. 95%	[01/1991; 05/1997]	Estatística "t"	[-0.21]	[-6.63]	[0.93]	[9.08]	[-3.93]	[-0.34]
<i>n.obs.</i>			$R^2$		$BIC$		$LWZ$	
	189		0,36		-12.02		-11.93	

### 7.2 Resultados do Modelo com a Receita de Senhoriagem

**Tabela 2: Estimativas do Modelo com Receita de Senhoriagem**

Quebra	$\hat{t}_1$	Estimativas	$\mu_1$	$\mu_2$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta$	$\gamma$
	05/1995		-0.001	-0.006	0.010	0.019	-0.374	0.144
I.C. 95%	[08/1994; 05/1997]	Estatística "t"	[-0.18]	[-6.49]	[0.91]	[8.96]	[-5.52]	[1.81]
<i>n.obs.</i>			$R^2$		$BIC$		$LWZ$	
	189		0,38		-12.04		-11.94	

