

# Solvência e Reação Fiscal das Administrações Públicas Municipais no Brasil

## Resumo

O artigo aplica duas metodologias tradicionais em sustentabilidade da política fiscal a grupos regionais de municípios brasileiros, bem como em sub-amostra temporal pós-2002. As verificações empíricas são realizadas para cinco regiões brasileiras e seis mesorregiões. Muito embora seja constatado o atendimento às restrições orçamentárias intertemporais, os resultados para as funções de reação estimadas indicam, com robustas evidências estatísticas, que: i) no período 2000-2008 as prefeituras das regiões Nordeste e Sudeste não praticam políticas fiscais ativas de geração de superávit primário ao aumento da dívida pública; ii) distinguem-se efeitos diferenciados entre mesorregiões quando se incluem as capitais: a situação de insolvência no Nordeste advém das mesorregiões que incluem suas capitais; iii) a adequação das prefeituras à LRF, o crescimento econômico nacional e mudança político-ideológica da esfera federal pós-2002 surgem como fatores explicativos às mudanças nas condições de solvência para a sub-amostra investigada.

Palavras-Chave: Restrição Orçamentária Intertemporal; Reação Fiscal; Municípios Brasileiros.

## Abstract

The article applies two traditional methodologies on fiscal policy to regional groups of municipalities in Brazil, as well as in a post-2002 sample. The empirical tests are performed for five regions and six mesoregions. Although the temporal budget constraints are accomplished, the results for the estimated reaction functions indicate, with robust statistical evidence, that: i) in the period 2000-2008 municipality administrations in the Northeast and Southeast regions do not adopt active fiscal policies to generate primary surplus as public debt increase, ii) there are distinguished effects among mesoregions as the state capitals are included in the analysis; in this regard, the status of insolvency in the Northeast is due to the mesoregions that include a state capital; iii) the adequacy of local governments to LRF, the national economic growth and political-ideological change in federal government post-2002 emerge as explanatory factors to the occurrence of solvency fiscal situation in the Brazilian municipalities.

Keywords: Temporal Budget Constraint; Fiscal Reaction; Brazilian Municipalities.

JEL Classification: H62; H72, C23.

# 1 Introdução

A consolidação da estabilidade econômica, assegurada após as crises cambiais do fim da década de 1990 quando se iniciou um período de mais intenso crescimento da economia brasileira, tornou mais factível o aumento das receitas próprias das administrações públicas municipais, viabilizando a consecução de sua autonomia financeira.

Mesmo no caso dos estados economicamente menores, onde a solvência das finanças municipais depende fundamentalmente de transferências da União e do Estado, se a gestão dos prefeitos não comprometer um eventual crescimento da arrecadação ou do montante transferido, a dependência fiscal das prefeituras é reduzida com a evolução da economia nacional. Neste caso, a questão da solvência perde espaço na agenda dos formuladores de política, e a consequência imediata é a viabilidade de execução de um conjunto de estratégias que permitam o desenvolvimento municipal.

Talvez estimulado pelo desempenho econômico da última década e pelo respectivo aumento das receitas municipais, o persistente debate acerca da criação de novos municípios se acirra. Mais de oitocentas localidades se mostraram candidatas à emancipação nas diversas assembleias legislativas do país, e em uma região menos desenvolvida como a nordestina, por exemplo, tais pedidos já somam mais de trezentos. Isso certamente pode ser um fato gerador de crise financeira para muitos municípios, pois a reduzida participação da receita tributária na receita total, conseqüentemente faz com que haja pouca ou nenhuma capacidade de geração de renda via meios fiscais por parte das prefeituras.

Diante deste quadro, é primordial analisar a situação fiscal local até como pré-requisito para eventuais concretizações de emancipação, uma vez que o efeito marginal gerado por cada novo município induz um redutor progressivo na parcela de recursos destinada aos demais e, possivelmente, em um aumento da fragilidade do equilíbrio financeiro municipal.

O primeiro obstáculo à realização de uma análise acurada acerca da solvência das prefeituras é a heterogeneidade econômico-financeira entre os municípios brasileiros. Considerando os avanços recentes nos métodos de estimação em painel, pretende-se contribuir com o debate sobre este tema analisando a solvência das administrações municipais do Brasil a partir de duas abordagens consolidadas na literatura nacional e internacional de finanças públicas: i) o atendimento à restrição orçamentária intertemporal; ii) a resposta da entidade pública, em termos de geração de superávit primário, aos eventuais aumentos da dívida.

Além da desagregação ao nível de macro e mesorregiões, a metodologia empregada neste estudo amplia propostas anteriores ao executar as duas abordagens empíricas propostas seguindo a literatura tradicional de sustentabilidade da dívida pública, mas, inovando com a abordagem econométrica acima citada. Neste sentido, os modelos tradicionais a efeitos fixos e aleatórios e

os avanços em técnicas de raiz unitária propostos por Levin et .al. (2002) e Im et.al. (2003) deram suporte a execução do presente estudo, o qual se divide em cinco seções além desta introdução. Na seção dois é discutida a literatura associada ao tema; na seção três são apresentadas as duas metodologias a serem aplicadas nos exercícios empíricos explicitados na seção quatro, e cujos resultados são discutidos na seção cinco. Em seguida conclui-se com as considerações finais.

## 2 A Sustentabilidade da Política Fiscal na Literatura

O artigo seminal de Hamilton e Flavin (1986) representa o marco na literatura relacionada à solvência das administrações públicas. Considerando a restrição orçamentária intertemporal (ROI) de cada economia, o conceito de sustentabilidade da política fiscal está relacionado à estacionaridade da série de déficit público. Em outras palavras, a rejeição da hipótese nula de raiz unitária sobre a referida série implicaria que o déficit seria consistente com a ROI do governo.

Os avanços da econometria em testes de raiz unitária e a possibilidade de execução destes em uma estrutura de dados em painel motivam o primeiro exercício empírico deste artigo, apresentado na seção quatro, no sentido de investigar a solvência das administrações públicas municipais brasileiras estendendo a proposta de Hamilton e Flavin (1986) para essa disposição dos dados amostrais.

Em nível nacional, Rocha (1997) conduz uma análise baseada em técnicas de cointegração e aplica a proposta de Bohn (1991) aos dados do Brasil no período 1980-1993. O pressuposto para sustentabilidade da política fiscal estaria associado à cointegração entre as variáveis gasto e receita pública. Conclui-se nesse estudo que gastos e receitas cointegram, de modo que o déficit orçamentário é estacionário.

Em nova abordagem, Bohn (1998) propõe um novo teste para solvência de uma economia que tem a vantagem de ser independente de qualquer hipótese sobre o comportamento da taxa de juros. Seguindo esta metodologia, 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 dessa razão, entende-se que a administração pública pratica uma política fiscal ativa e, portanto, não haverá razões para crer que esta economia venha a ser insolvente.

Essa nova proposta, que também será considerada neste trabalho, corrobora 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 evolução recente deste indicador. O ponto central é, então, verificar se existe uma política ativa de geração de superávit primário ao aumento da dívida pública. A idéia do segundo exercício, apresentado na seção quatro será então fundamentada na resposta do governo

em termos desta geração de superávit primário para estabilizar a relação Dívida/PIB municipal.

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 (EMBI). 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.

Ademais, ressalte-se que a maioria dos estudos desenvolvidos no Brasil estaria sujeita à imprecisão das modelagens desenvolvidas a partir da utilização do histórico de gastos e receitas públicas no Brasil, vez que quanto mais longas são as séries históricas sobre as rubricas de finanças públicas, mais imprecisas são as informações.

Investigando a sustentabilidade da política fiscal brasileira no período 1966-1996, Luporini (1999) constata mudanças estruturais no comportamento do indicador dívida/PIB advindas dos efeitos do choque do petróleo em 1979 sobre as contas nacionais. O procedimento adotado para contornar o problema consiste então em dividir a amostra em dois subperíodos delimitados pelo ano de 1980. Seus resultados sugerem que para o período amostral completo e na sub-amostra 1966-1980 a dívida pública seguiu uma trajetória sustentável, fato não verificado na análise pós-1980.

Outro obstáculo à condução deste tipo de investigação também associado ao uso de séries temporais para as rubricas de receita e despesa no Brasil reside na não incorporação dos denominados "esqueletos da dívida pública" e/ou investimentos de empresas estatais no cômputo gasto público. Goldfajn (2002), utilizando dados a partir de 1998, ressalta esta proposição e realiza 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.

Nesse sentido, o segundo exercício empírico proposto será fundamentado na abordagem mais recente de Bohn (2006), que apresenta uma crítica formal às técnicas tradicionais de testes de estacionaridade e cointegração. Mostra-se que a solvência do governo é obtida mesmo 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 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) sustenta ainda que as abordagens que analisam sustentabilidade via estimação da função de reação do governo são mais promissoras no entendimento do comportamento dos déficits e, por isto, será considerada como a segunda metodologia, apresentada na seção quatro. Adicionalmente, visando maior homogeneidade e acurácia dos dados relacionados às rubricas de finanças públicas, o exercício será conduzido a partir de uma estrutura de dados em painel onde são considerados os municípios brasileiros no período 2000-2008, e em subperíodos, conforme descrito nas seções seguintes.

### 3 Evidência Empírica

As principais variáveis utilizadas nas duas abordagens empíricas deste estudo são o Passivo Real, o Resultado Orçamentário e o Resultado Primário das prefeituras brasileiras no período 2000-2008.

O Passivo Real compreende a soma do passivo financeiro, compromissos cujo pagamento independe de autorização orçamentária, e não financeiro, obrigações que dependam de autorização orçamentária para suas liquidações ou pagamentos representados por dívidas de longo prazo. Na ausência de uma rubrica específica para o estoque da dívida pública das administrações municipais, toma-se esta como *proxy*<sup>1</sup> para viabilizar o segundo exercício empírico a ser descrito na próxima seção. Da forma tradicional, os resultados orçamentários e primários representam as diferenças entre receitas e despesas governamentais, onde o último difere do primeiro por excluir os pagamentos com juros sobre a dívida pública pré-existente.

A condição de sustentabilidade da dívida de uma economia depende do comportamento do resultado fiscal e da dívida pública. A idéia mais recente defendida na literatura baseia-se no comportamento do resultado primário, vis-à-vis o estoque da dívida<sup>2</sup>. Como o fluxo (resultado) negativo favorece o incremento do estoque de dívida, tendências descendentes dos resultados orçamentários e primários associadas ao aumento do passivo real sinalizam para uma condição de insolvência das

---

<sup>1</sup>A menos de um deslocamento em nível, o Passivo Real incorpora todos os fatores que determinam o montante da dívida pública municipal. Dado um estoque inicial, acredita-se que as oscilações deste indicador serão, portanto, captadas por esta variável.

<sup>2</sup>Com um exercício fiscal de defasagem.

prefeituras.

O Gráfico 1 mostra a trajetória das variáveis de interesse para os municípios brasileiros no período de 2000 a 2008. O eixo da esquerda mostra os valores referentes ao passivo real, enquanto o da direita apresenta os valores relativos ao resultado primário. De acordo com a média para 3939<sup>3</sup> municípios incluídos na amostra final, ocorrem dois períodos distintos de certa estabilidade do Passivo Real como proporção do PIB municipal, intercalados por um período de pico em 2005, quando essa relação é de 6,36%.

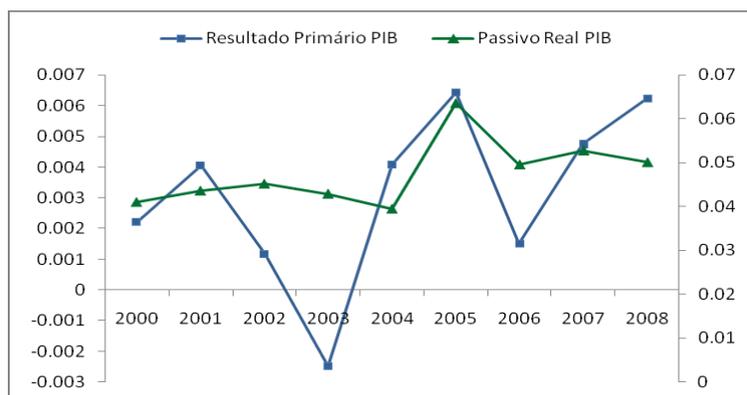


Gráfico 1 – Passivo Real e Resultado Primário como Proporções do PIB Municipal no Brasil  
Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da STN

Em relação ao comportamento do resultado primário como proporção do PIB são constatados quatro períodos distintos: i) entre 2001 e 2003 uma tendência descendente do indicador, condizente com uma situação que levaria à insolvência; ii) uma resposta positiva do resultado primário de 2003 a 2005; iii) novo agravamento da situação fiscal média das prefeituras entre 2005 e 2006 e; iv) uma tendência ascendente a partir de 2006, evidenciando um novo comportamento positivo por parte dos administradores públicos locais, haja vista que mesmo controlando pelo crescimento econômico verificado no período, o indicador que era 0,15% em 2006 passa a representar 0,62% do PIB em 2008. Este resultado, associado à estabilidade da relação Passivo Real/PIB em torno de 5,1% sugere uma evolução fiscal das prefeituras brasileiras a partir de 2006.

Vale ainda destacar o possível efeito dos ciclos políticos determinando o movimento oscilatório do resultado primário municipal, todavia, a investigação acerca da existência de tais ciclos não é objeto de interesse nesta análise.

Tendo em vista a grande quantidade e a heterogeneidade dos municípios brasileiros, uma análise que envolva agregação pode induzir conclusões distorcidas da realidade para muitos deles. Assim, optou-se por conduzir os dois exercícios apresentados na próxima seção de forma desagregada

<sup>3</sup>A amostra final foi obtida após processo de filtragem descrito na seção quatro visando a exclusão de municípios com informações discrepantes.

para regiões geográficas, macro e mesorregiões e em subperíodos. A primeira desagregação leva em consideração as cinco regiões brasileiras definidas pelo IBGE e a segunda para o período pós 2002 visando eliminar eventuais influências de mudanças político-ideológicas da União sobre os orçamentos municipais.

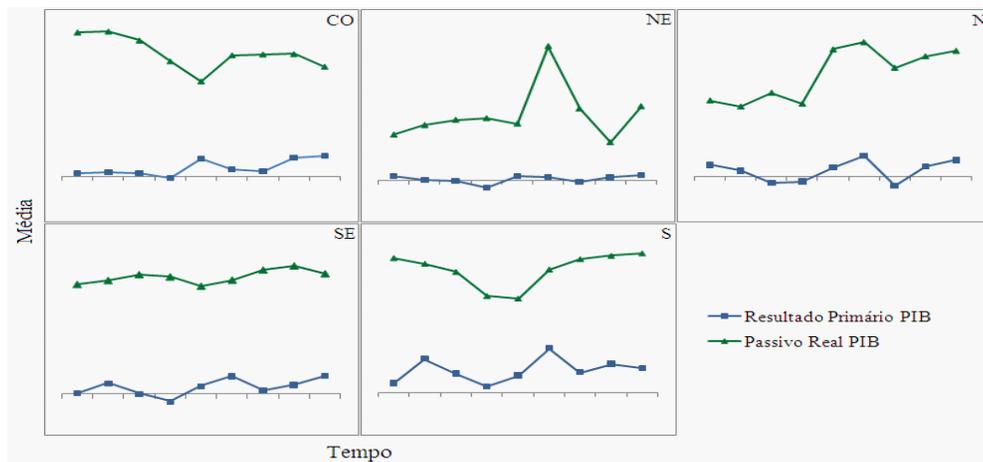


Gráfico 2 - Passivo Real e Resultado Primário por Região como Proporções do PIB Municipal  
 Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da STN

A exemplo do Gráfico 1, o Gráfico 2 ilustra o comportamento da proxy de dívida utilizada vis-à-vis o déficit primário em cada região no período analisado, seguindo uma desagregação regional.

O comportamento cíclico do indicador de resultado primário verificado em todas as regiões pode ser causado por oscilações nas transferências de recursos aos municípios em cada ano ou ainda por diferenças de crescimento econômico .

À exceção da região Centro-Oeste, a média do indicador proxy para a razão dívida/PIB municipal apresenta uma tendência ascendente em todas as regiões no período 2000-2008, com uma inflexão que sinaliza a redução do estoque no ano de 2004. Ademais, reconhecendo que mesmo ao nível regional a heterogeneidade persiste, a investigação proposta adiante especializa ainda mais ao promover uma desagregação ao nível de mesorregiões brasileiras.

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) agrupa os municípios das cinco regiões brasileiras em 137 mesorregiões, mas muitas delas com um número muito reduzido de unidades e outras com vários municípios com informações conflitantes, principalmente no Norte e Centro-Oeste. Visando a execução de um exercício empírico detalhado e ao mesmo tempo factível, propõe-se uma análise ao nível dessas mesorregiões segundo dois critérios: i) a análise compreende apenas os municípios das três regiões economicamente maiores; ii) para cada uma das três regiões restantes – Nordeste, Sudeste e Sul – as mesorregiões foram divididas em dois grupos, o primeiro com aquelas nas quais se inserem as capitais estaduais, e no segundo, as demais mesorregiões.

Dessa forma, o agrupamento das mesorregiões resulta em um total de seis grupos que serão doravante assim denominados: Capitais Nordeste (NE), Demais Nordeste (NE), Capitais Sudeste (SE), Demais Sudeste (SE), Capitais Sul (S) e Demais Sul (S)<sup>4</sup>. Análises preliminares das estatísticas descritivas para as variáveis utilizadas reforçam a opção metodológica de conduzir os exercícios empíricos especializando a análise em subgrupos regionais e sub-amostras.

## 4 Duas Abordagens em Sustentabilidade da Política Fiscal

Conforme dito nas seções anteriores, este estudo fundamenta-se em duas abordagens empíricas complementares seguindo a literatura tradicional em sustentabilidade da política fiscal. A partir dos avanços relacionados à Econometria de dados em painel, a primeira verificação empírica baseia-se no atendimento à Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) das prefeituras brasileiras, enquanto a segunda investiga se há uma política fiscal ativa por parte das prefeituras em termos de geração de superávit primário a eventuais aumentos da dívida pública.

As duas abordagens metodológicas serão utilizadas considerando os municípios brasileiros em sua totalidade e de forma desagregada, sendo esta realizada tanto ao nível de regiões, quanto de mesorregiões, de acordo com a divisão detalhada na seção anterior. Adicionalmente, cada exercício é conduzido em dois períodos: i) a partir da implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), de 2000 a 2008 e; ii) no período 2003 a 2008.

Embora, como já frisado, a questão da influência política sobre o desempenho fiscal não seja foco deste estudo, a condução do exercício em sub-amostras, notadamente o segundo período, justifica um período pós adequação das administrações públicas municipais à LRF em face da plausível hipótese de haver um período de ajuste para sua implementação permanente. Além disso, esse período é marcado por um mesmo regime político-ideológico na administração federal.

### 4.1 Sobre os Dados

Informações sobre a situação contábil dos municípios foram obtidas em frequência anual no período de 2000 a 2008 através da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Com duas metodologias econométricas adequadas à teoria já consolidadas para painéis balanceados, adotou-se como critério de seleção amostral que as prefeituras que não disponibilizassem os demonstrativos em algum período seriam excluídas da análise<sup>5</sup>.

---

<sup>4</sup>A lista de mesorregiões referentes às capitais encontra-se no Anexo III.

<sup>5</sup>Muito embora seja possível argumentar acerca de possível problema de viés de seleção, a amostra final que engloba cerca de 78% do total de municípios no Brasil é bastante representativa, principalmente nas três principais regiões do país analisadas de forma desagregada.

Além deste “filtro”, para expurgar da amostra dados inconsistentes foram utilizados alguns “critérios de filtragem” que consistem na exclusão dos municípios que apresentaram alguma das seguintes características consideradas discrepantes: i) relação Receita Orçamentária/PIB ou Despesa Orçamentária/PIB maior que 1; ii) dados referentes à Receita Orçamentária ou Despesa Orçamentária, em valor absoluto, iguais a zero; iii) relação Despesa com Pessoal/PIB maior que 0,9; iv) informações referentes ao passivo real menores ou iguais a zero.

Deste modo, a amostra final compreendeu 3939 dos 5050<sup>6</sup> municípios brasileiros<sup>7</sup>. Em ambas as metodologias, as variáveis foram analisadas como proporção do PIB Municipal, sendo esta informação provida pelo Ipeadata.

## 4.2 A Condição de Solvência a partir do Atendimento à ROI

Seguindo a abordagem de Hamilton e Flavin (1986), neste primeiro exercício estende-se a análise da restrição orçamentária intertemporal do setor público para todos os municípios brasileiros, para cada região e para os seis grupos de mesorregiões definidos na seção três da seguinte forma: para o total dos municípios e para as subdivisões utilizadas, é imediato que a ROI em cada data “t” para cada município “i” pode ser reescrita como:

$$B_{it} = (1 + r_t)B_{it-1} + (G_{it} - R_{it}) \quad (1)$$

Onde:  $i=1, \dots, I$  e  $t=2000, \dots, 2008$ .  $B_{it}$  é o valor da dívida da administração pública municipal “i” no período “t”;  $r_t$  é o valor da taxa de juros da economia em cada período (que deve ser a mesma para todas as prefeituras);  $G_{it}$  são os gastos da administração pública municipal “i” no período “t”;  $R_{it}$  são as receitas da administração “i” no período “t”;  $I$  representa o total de municípios analisados no agregado ou em cada região.

Resolvendo a equação 1 “forward” e assumindo previsão perfeita, tem-se que:

$$B_{it} = \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_{it} [B_{it+n}] + \sum_{v=0}^{\infty} \rho^v E_{it} [R_{it+v} - G_{it+v}] \quad (2)$$

Se em 2  $\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_{it} [B_{it+n}] = 0$ , então os governos municipais não usam um tipo de “jogo de Ponzi” para se financiar, logo, o atendimento à restrição orçamentária intertemporal do governo representa a sustentabilidade da política fiscal da administração municipal. Sob tal hipótese, a expressão 2 se reduz a:

$$B_{it} = \sum_{v=0}^{\infty} \rho^v E_{it} [R_{it+v} - G_{it+v}] \quad (3)$$

---

<sup>6</sup>Dado referente ao ano de 2008.

<sup>7</sup>A amostra final é a mesma utilizada para elaboração dos gráficos e cálculos das estatísticas apresentadas na seção 3.

Dessa forma, para que a política fiscal do governo seja sustentável é necessário que o estoque da dívida global de cada grupo de administrações municipais em determinada data seja igual ao valor presente da soma dos superávits esperados para o futuro nestes grupos. Na prática, esta solvência será investigada através de um teste de raiz unitária em painel sobre a série de déficit público<sup>8</sup>.

### 4.3 Raiz Unitária com uma Estrutura de Dados em Painel

No primeiro exercício empírico são realizados dois testes de raiz unitária em painel: o primeiro seguindo a proposta de Levin et. al. (2002) – doravante LLC (2002) – e o segundo de acordo com Im et. al. (2003) – doravante IPS (2003) – Acredita-se que a dependência do equilíbrio financeiro municipal se dá muito mais em relação às esferas maiores de governo<sup>9</sup> e, deste modo, consideraremos que as contas de um município não influenciam, pelo menos diretamente, as contas de outro.

O teste de LLC (2002) permite captar a presença de efeitos individuais determinísticos constantes e/ou com tendência linear ao longo do tempo, bem como a estrutura de autocorrelação por meio de um modelo autoregressivo de primeira ordem. Já o de IPS (2003) é mais flexível. É robusto, por exemplo, à correlação serial dos resíduos, heterogeneidade no tempo e não-constância da variância do erro entre grupos. Em caso de resultados conflitantes, serão considerados os resultados dos testes segundo IPS (2003).

### 4.4 Função de Reação para as Administrações Municipais

De acordo com Bohn (1998 e 2006), a metodologia que se baseia no resultado da ROI do governo em valor presente e impõe como condição de solvência a não existência de um esquema de Ponzi é muitas vezes inconsistente por tender a não rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária na série de déficit público. Este fato ocorreria principalmente em pequenas amostras ou na presença de quebras estruturais (LOPES, 2007). Há ainda uma variedade de processos estocásticos que fazem com que a condição de estacionaridade não seja satisfeita e ainda assim a ROI seja atendida, ou seja, séries integradas de uma ordem finita que atendem a ROI.

Embora tendo como referencial teórico comum a ROI, um enfoque alternativo para verificar a sustentabilidade da dívida pública, que é robusto aos problemas apresentados nos testes de raiz unitária, baseia-se na verificação de uma relação positiva entre o aumento da dívida pública e a geração de superávit primário por parte da administração pública no período subsequente. Essa metodologia tem ainda a vantagem de incorporar propriedades dinâmicas da dívida, em contraste com a abordagem anterior, fundamentada em propriedades estáticas.

---

<sup>8</sup>Para este exercício será utilizado o déficit nominal como proporção do PIB municipal.

<sup>9</sup>As transferências intergovernamentais das esferas maiores são determinantes do equilíbrio municipal.

Empiricamente, a partir do modelo de suavização de impostos de Barro (1979) e considerando uma extensão da proposta de Bohn (1998) para uma estrutura em painel, o segundo exercício consiste na estimação de uma função de reação fiscal aplicada no conjunto dos 3939 municípios brasileiros das suas cinco regiões geográficas. No caso das regiões Nordeste, Sudeste e Sul, a aplicação distinguirá o grupo das mesorregiões que englobam as capitais dos estados, bem como o grupo das demais mesorregiões. Muito embora as heterogeneidades inter-regionais possam ser expurgadas através de variáveis dummies, visando atestar a robustez das estimativas em subamostras, é proposta a estimação da seguinte função de reação para cada nível de desagregação:

$$s_{it} = \rho b_{it-1} + \beta \tilde{g}_{it} + \gamma \tilde{y}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Em que  $s_{it}$  representa o superávit primário,  $b_{it-1}$  representa a proxy para o estoque da dívida pública<sup>10</sup> com uma defasagem,  $\tilde{g}_{it}$  e  $\tilde{y}_{it}$  representam os desvios de receita e gasto em relação aos seus níveis naturais<sup>11</sup>, todas as variáveis medidas como proporção do PIB e os subscritos “i” e “t” associados aos municípios e ao período, respectivamente. Novamente, a idéia é analisar como o superávit primário reage aos aumentos da dívida pública, controlando por outros fatores que afetam o resultado primário além do estoque passado da dívida. Os sinais esperados dos coeficientes são  $\beta < 0$  e  $\gamma > 0$  e, em conformidade com os argumentos anteriores, a condição de sustentabilidade é satisfeita quando  $\alpha > 0$ .

Como usual em dados de painel, serão estimadas regressões a efeitos fixos e aleatórios e será realizado o teste de Hausman para a escolha do modelo mais apropriado.

Vale ainda ressaltar que, assim como no primeiro exercício, a função de resposta fiscal será ainda estimada em dois períodos distintos, 2000-2008 e 2003-2008, tanto para garantir a robustez das estimativas obtidas e do processo de inferência, como para permitir captar alguma evolução da situação fiscal das prefeituras brasileiras no período recente.

---

<sup>10</sup>Conforme dito anteriormente, o passivo real é a proxy mais adequada para esta variável.

<sup>11</sup>Como nível natural foi utilizado a média global dos cross-sections no tempo, das Receitas e das Despesas Orçamentárias como proporção do PIB. Dessa forma, um município que apresenta uma relação Despesa Orçamentária/PIB menor que a média global, significa que ele tem uma margem que o permite aumentar os seus gastos. Vale ressaltar que em séries temporais geralmente utiliza-se como medida de correção a diferença em relação ao valor filtrado via Hodrick-Prescott.

## 5 Resultados

### 5.1 Abordagem via ROI – Testes de Raiz Unitária

As tabelas<sup>12</sup> 1 e 2 apresentam, respectivamente, os resultados dos testes de raiz unitária realizados nas séries de déficit orçamentário como proporção do PIB municipal nos dois períodos em análise para os 3939 municípios e de acordo com as desagregações regionais definidas anteriormente.

Para tanto, as duas abordagens – LLC (2002) e IPS (2003) – foram consideradas com as estatísticas e os p-valores correspondentes dispostos nas colunas de cada tabela.

Constata-se nos resultados das tabelas 1 e 2 o atendimento à ROI das administrações públicas municipais brasileiras tanto em conjunto como para as regiões e grupos de mesorregiões nos dois períodos. Entretanto, cabe ainda investigar se existe uma política fiscal ativa nas prefeituras, haja vista que esta primeira abordagem sofre críticas na literatura, conforme apresentado nas seções anteriores. Os resultados para a função de resposta completam o exercício empírico deste estudo.

### 5.2 Função de Reação Fiscal

#### 5.2.1 Resultados para o Período 2000-2008

A Tabela 3 dispõe as estimativas para a função de reação fiscal para o total dos 3939 municípios brasileiros e para as cinco regiões, de acordo com o método de estimação em painel sugerido pelo teste de Hausman<sup>13</sup>. Muito embora fosse possível captar a heterogeneidade inter-regional através de variáveis *dummies*, optou-se por estimar os modelos para as diferentes sub-amostras como forma de atestar a consistência das estimativas nos diversos estratos<sup>14</sup>. A Tabela 4, por conseguinte, explicita, nas mesmas bases de comparação, os resultados dessa estimação nos seis grupos de mesorregiões definidos.

Inicialmente, percebe-se que em todos os modelos os sinais dos coeficientes das demais variáveis que afetam o resultado primário –  $\tilde{g}_{it}$  e  $\tilde{y}_{it}$  – condizem com os esperados, já a condição de sustentabilidade ( $\widehat{\alpha}_{it} > 0$ ) é satisfeita apenas nas prefeituras das regiões Centro Oeste, Norte e Sul, ou seja, apenas nestas regiões existe a prática de uma política fiscal ativa de geração de superávit ao aumento da dívida passada.

Em relação à análise desagregada, nas mesorregiões “Demais Sul” e “Demais Nordeste” constata-se a referida condição de solvência. O controle da heterogeneidade pode ter sido o motivo da reversão

---

<sup>12</sup>Ver apêndice I.

<sup>13</sup>A rejeição da hipótese nula do teste sugere uma estimação a efeitos fixos.

<sup>14</sup>Exercícios preliminares com *dummies* multiplicativas foram realizados e verificou-se inexistir ganhos de eficiência para as estimativas obtidas. Por outro lado, as estimações em sub-amostras reforçam a escolha da função de reação definida com base na proposta de Bohn (1998).

do resultado antes não-significante para o total dos municípios do Nordeste<sup>15</sup>. Contrastando com os resultados obtidos no primeiro exercício, seja no total dos municípios brasileiros, nas regiões Sudeste e Nordeste, ou na mesorregião composta pelas regiões metropolitanas das capitais do Sul, o atendimento à ROI não implica na prática de uma política fiscal ativa.

A combinação dos resultados das tabelas 4 e 5 permite ainda inferir que a possível insolvência das prefeituras nordestinas predomina nas regiões metropolitanas que englobam as capitais, bem como a solvência nos municípios do Sul do país é promovida pelas demais mesorregiões que não a das capitais. Entre 2000 e 2008 não há uma prática de política fiscal ativa no Sudeste.

### 5.2.2 Resultados para o Período 2003-2008

Os resultados da tabela 5 para o subperíodo 2003-2008 sugerem que apenas as prefeituras das regiões Norte e Sul adotam a prática de geração de superávit primário aos aumentos da dívida pública. Para os municípios do Centro-Oeste, verifica-se uma perda da capacidade de reação fiscal quando considerado apenas o período pós-2002. Novamente, no Nordeste e Sudeste, a capacidade de geração de superávit primário das administrações municipais se mostrou novamente inócua.

Especializando ainda mais a análise ao nível de mesorregiões nesta sub-amostra, constata-se na tabela 6 que a mesorregião “Demais Sul” é determinante do resultado favorável para os municípios da região.

Ademais, enquanto a mesorregião “Demais Nordeste” perde capacidade de resposta na geração de superávit primário, no Sudeste os municípios da mesorregião composta por regiões metropolitanas das capitais apresenta um avanço fiscal, representado pela significância da estimativa do coeficiente associado à dívida defasada.

Do exposto, percebe-se apenas nos municípios das regiões Norte e Sul e, em especial, no grupo das mesorregiões “Demais Sul” as duas condições de solvência propostas nos exercícios empíricos são satisfeitas, seja na amostra completa ou na sub-amostra 2003-2008.

Finalmente, a maior robustez da segunda abordagem seguida permite sugerir que a consecução do equilíbrio financeiro nas administrações públicas municipais brasileiras independe de tamanho econômico, haja vista que em duas das três regiões economicamente maiores a capacidade de resposta fiscal das prefeituras é inócua no período completo ou na sub-amostra utilizada.

---

<sup>15</sup>Vale lembrar que as regiões Norte e Centro-Oeste não foram trabalhadas de forma desagregada.

## 6 Considerações Finais

A partir de duas metodologias tradicionais em sustentabilidade da política fiscal, analisa-se a solvência das administrações municipais brasileiras entre 2000 e 2008 incorporando às duas propostas os avanços da econometria com estrutura de dados em painel e desagregando as análises em grupos regionais. Adicionalmente, os exercícios são repetidos para um subperíodo amostral pós-2002, visando não apenas atestar a adequação das prefeituras à LRF, mas também como forma de expurgar influências da mudança político-ideológica da União sobre o desempenho fiscal na esfera municipal.

Em conformidade com as duas propostas teóricas, duas verificações empíricas foram implementadas. A primeira fundamenta-se no atendimento à Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) das prefeituras, enquanto a segunda incorpora a importância do comportamento intertemporal da administração pública para consecução do equilíbrio fiscal. Nos dois períodos, ambas as verificações são especializadas segundo cinco regiões brasileiras e, para as três regiões economicamente maiores, ao nível de seis mesorregiões de acordo com a inclusão das regiões metropolitanas de suas capitais.

Os resultados dos testes de raiz unitária corroboram o atendimento à ROI das prefeituras tanto para o total dos 3939 municípios analisados, como em todas as desagregações definidas e nos dois períodos amostrais pré-definidos.

Os resultados para as funções de reação estimadas sugerem que: i) no período 2000-2008 apenas as prefeituras das regiões Norte, Centro-Oeste e Sul praticam uma política fiscal ativa de geração de superávit primário como resposta ao aumento da dívida pública; ii) No mesmo período, na região Sul, a mesorregião que não inclui as regiões metropolitanas das capitais (Demais Sul) determina a solvência regional; iii) há que se levar em consideração os efeitos diferenciados entre mesorregiões quando se inserem na amostra os municípios das capitais: a situação de insolvência no Nordeste advém das mesorregiões que incluem suas capitais; iv) para o subperíodo 2003-2008, as administrações públicas municipais das regiões Norte e Sul atendem a condição de solvência desta segunda abordagem e; v) dentre as mesorregiões, entre 2003 e 2008 novamente a que não compreende as capitais do Sul e a das capitais do Sudeste apresentam uma política fiscal ativa.

O acentuado crescimento econômico do período recente mostra-se como o responsável pela evolução fiscal das prefeituras das regiões metropolitanas na região Sudeste e a combinação dos resultados obtidos sugere que a condição de sustentabilidade fiscal não está atrelada ao tamanho econômico dos municípios, haja vista que as regiões e mesorregiões que satisfizeram as condições de solvência nos dois casos são compostas por municípios de médio e pequeno porte (Norte e “Demais Sul”). Isso não implica que a criação de novos municípios inseridos nessas regiões lhes assegure uma condição ex ante de equilíbrio nas contas públicas, além do que, a inserção deles cria um novo

cenário para aqueles preexistentes, requerendo um reexame a posteriori.

Partindo do pressuposto que a credibilidade de uma política fiscal determina a capacidade de endividamento do governo, bem como que depende das expectativas dos agentes acerca da sustentabilidade da política fiscal adotada, parece imperativo a adoção de políticas fiscais ativas por parte dos administradores públicos para consecução e manutenção do equilíbrio fiscal municipal.

## Referências

- [1] AFONSO, J. R. et al. Municípios, Arrecadação e Administração Tributária: Quebrando Tabus. Revista do BNDES, Rio de Janeiro: BNDES, v.5, n.10, p. 3-36, dez. 1988.
- [2] \_\_\_\_\_. Breves Notas Sobre Federalismo Fiscal no Brasil. Disponível em: <<http://www.federativo.bndes.gov.br>>. Acesso em: outubro de 2009.
- [3] BALTAGI, B H. Econometric Analysis of Panel Data. 3rd ed. England: John Wiley & Sons Ltd, 2005.
- [4] BAGHDASSARIAN, W. Avaliação da sustentabilidade fiscal sob incerteza. Caderno de Finanças Públicas, Brasília, n.7, p. 31-74, dez.2006.
- [5] BARBIERI, L. Panel Unit Root Tests: A Review. Università Cattolica del Sacro Cuore, Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali – Piacenza.
- [6] BARRO, R.. On the determination of public debt. Journal of Political Economy, v. 87, n.5, p. 940-71. October, 1979.
- [7] \_\_\_\_\_. Public debt in emerging markets: is it too high? World Economic Outlook-I.M.F, September, p. 113-52, 2003.
- [8] BOHN, H.. Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States. Journal of Monetary Economics. v.27, p.333-359. 1991.
- [9] \_\_\_\_\_. The behavior of U.S. public debt and deficits. Quarterly Journal of Economics, v. 113, n.3, p. 949-63, August, 1998.
- [10] \_\_\_\_\_. Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint? Working Paper, Department of Economics, UCSB, October. 2006.
- [11] BRASIL. Banco Central do Brasil. BCB, 2009. Disponível em: <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)> . Acesso em: outubro de 2009.

- [12] \_\_\_\_\_. Ministério da Fazenda. Finanças do Brasil – Dados Contábeis dos Municípios, 2009. Disponível em: <[www.tesouro.fazenda.gov.br](http://www.tesouro.fazenda.gov.br)>. Acesso em: outubro de 2009.
- [13] \_\_\_\_\_. Secretaria de Assuntos Estratégicos. Ipeadata, 2009. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: outubro de 2009.
- [14] FERREIRA, Z.O. Sustentabilidade e posição fiscal. Monografia (Especialista em Orçamento e Políticas Públicas) – Universidade de Brasília e Associação Brasileira de Orçamento Público – ABOP, 2004.
- [15] GARCIA, M.; RIGOBON, F.. A Risk Management Approach to Emerging Market's Sovereign Debt Sustainability with an Application to Brazilian Data. NBER Working Paper 10336. Cambridge, MA, 2004.
- [16] GIAMBIAGI, F.. A Política Fiscal do Governo Lula em Perspectiva Histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público? Rio de Janeiro, Texto para Discussão do IPEA n.1169, 2006.
- [17] GOLDFAJN, I.. Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável?. Notas Técnicas do Banco Central do Brasil. n.25, p. 251-26. Jul, 2002.
- [18] \_\_\_\_\_. 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, 2004.
- [19] GOMES, G. M; MAC DOWELL, M. C. Descentralização Política, Federalismo Fiscal e Criação de Municípios: O que é Mau para o Econômico nem Sempre é Bom para o Social. Brasília, 2000. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: outubro de 2009.
- [20] HAMILTON, J.; FLAVIN, M.. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*. v.76, n. 4, p.808-819, 1986.
- [21] HAKKIO, C.; RUSH, M.. Is the budget deficit "too large"?. *Economic Inquiry*. v. 29, n.3, p.429-445, 1991.
- [22] HSIAO, Cheng. *Analysis of Panel Data*. 2nd. Cambridge University Press, 2003.
- [23] IM, K., PESARAN, H. and SHIN, Y. "Testing for unit roots in heterogeneous panels." *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.
- [24] LEVIN, A., LIN, F. and CHU, C. "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties." *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 1-24, 2002.

- [25] LIMA, L R; SIMONASSI, A G.. Dinâmica não-linear e sustentabilidade da dívida pública brasileira. Pesquisa e Planejamento Econômico – PPE. V.35, n.2, p. 227-244, ago 2005.
- [26] LUPORINI, V.. Sustainability of the Brazilian Fiscal Policy and Central Bank Independence. Revista Brasileira de Economia, Brasil, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000.
- [27] \_\_\_\_\_. The Federal Domestic Debt and State Governments: the Impact of the State Debts on the Federal Government Finances. Revista de Economia Aplicada, Brasil, 2000.
- [28] \_\_\_\_\_. The Behavior of the Brazilian Federal Domestic Debt. Revista de Economia Aplicada, São Paulo, v. 6, n. 4, p. 713-733, 2002.
- [29] \_\_\_\_\_. Uma Nota sobre Inflação, Déficits e a Sustentabilidade da Dívida Governamental. Economia e Sociedade, Campinas, v. 13, n. 2, p. 175-184, 2004.
- [30] \_\_\_\_\_. Conceitos de Sustentabilidade Fiscal. Universidade Federal Fluminense. Economia – Texto para Discussão – 189, 2006.
- [31] ROCHA, F. Long-run limits on the Brazilian government debt. Revista Brasileira de Economia. v.51, n.4, p.447-470. 1997.
- [32] ROSSI, J W. A solvência da dívida: testes para o Brasil. IPEA, Texto para Discussão 493, Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1997.
- [33] SIMONASSI, A.G. e ARRAES, R. A. “Função de Resposta Fiscal, Múltiplas Quebras Estruturais e a Sustentabilidade da Dívida Pública no Brasil”. Anais do Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Recife-PE, 2007.
- [34] UCTUM, M.; THURSTON, T.; UCTUM, R. Public Debt, the Unit Root Hypothesis e Structural Breaks: a multi-country analysis. Econômica, n.73, p. 129-156, 2006.

# Apêndice I

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária 2000-2008

| Variável                 | Levin, Lin & Chu (LLC) |         | Im. Pesaran and Shin (IPS) |         |
|--------------------------|------------------------|---------|----------------------------|---------|
|                          | Estatística            | Valor p | Estatística                | Valor p |
| <b>Brasil</b>            | -170.086               | 0.0000  | -76.3286                   | 0.0000  |
| <b>Centro Oeste</b>      | -33.3363               | 0.0000  | -10.3548                   | 0.0000  |
| <b>Nordeste</b>          | -87.3652               | 0.0000  | -39.1554                   | 0.0000  |
| <b>Norte</b>             | -21.3564               | 0.0000  | -9.87433                   | 0.0000  |
| <b>Sudeste</b>           | -92.7564               | 0.0000  | -40.4506                   | 0.0000  |
| <b>Sul</b>               | -87.4935               | 0.0000  | -40.9888                   | 0.0000  |
| <b>Capitais Nordeste</b> | -19.9305               | 0.0000  | -7.53684                   | 0.0000  |
| <b>Demais Nordeste</b>   | -36.5915               | 0.0000  | -15.0497                   | 0.0000  |
| <b>Capitais Sudeste</b>  | -22.7811               | 0.0000  | -7.75886                   | 0.0000  |
| <b>Demais Sudeste</b>    | -88.4234               | 0.0000  | -38.4848                   | 0.0000  |
| <b>Capitais Sul</b>      | -25.5582               | 0.0000  | -7.51944                   | 0.0000  |
| <b>Demais Sul</b>        | -61.5057               | 0.0000  | -19.8258                   | 0.0000  |

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da STN.

Notas:

LLC - Hipótese nula: raiz unitária (processo de raiz unitária comum);  
 IPS - Hipótese Nula: raiz unitária (processo de raiz unitária individual);  
 as probabilidades foram computadas assumindo normalidade assintótica;  
 Utilizou-se o critério de Hannan-Quinn para definir o número ótimo de defasagens

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária 2003-2008

| Variável                 | Levin, Lin & Chu (LLC) |         | Im. Pesaran and Shin (IPS) |         |
|--------------------------|------------------------|---------|----------------------------|---------|
|                          | Estatística            | Valor p | Estatística                | Valor p |
| <b>Brasil</b>            | -195.872               | 0.0000  | -41.921                    | 0.0000  |
| <b>Centro Oeste</b>      | -106.301               | 0.0000  | -33.9363                   | 0.0000  |
| <b>Nordeste</b>          | -132.804               | 0.0000  | -24.4923                   | 0.0000  |
| <b>Norte</b>             | -53.1663               | 0.0000  | -31.5314                   | 0.0000  |
| <b>Sudeste</b>           | -100.624               | 0.0000  | -21.6329                   | 0.0000  |
| <b>Sul</b>               | -80.7699               | 0.0000  | -20.6048                   | 0.0000  |
| <b>Capitais Nordeste</b> | -212.17                | 0.0000  | -83.4052                   | 0.0000  |
| <b>Demais Nordeste</b>   | -784.977               | 0.0000  | -320.471                   | 0.0000  |
| <b>Capitais Sudeste</b>  | -277.665               | 0.0000  | -72.8127                   | 0.0000  |
| <b>Demais Sudeste</b>    | -97.3517               | 0.0000  | -20.7633                   | 0.0000  |
| <b>Capitais Sul</b>      | -53.2255               | 0.0000  | -37.9249                   | 0.0000  |
| <b>Demais Sul</b>        | -60.174                | 0.0000  | -89.5504                   | 0.0000  |

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da STN.

Notas:

LLC - Hipótese nula: raiz unitária (processo de raiz unitária comum);  
 IPS - Hipótese Nula: raiz unitária (processo de raiz unitária individual);  
 As probabilidades foram computadas assumindo normalidade assintótica;  
 Utilizou-se o critério de Hannan-Quinn para definir o número ótimo de defasagens

Tabela 3 - Estimação da Função de Resposta Fiscal do Brasil e das Regiões Geográficas no período de 2000-2008

| Modelos          | Brasil               | Centro Oeste        | Nordeste             | Norte               | Sudeste               | Sul                 |
|------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
| Explicativas     | Resul. Prim.         | Resul. Prim.        | Resul. Prim.         | Resul. Prim.        | Resul. Prim.          | Resul. Prim.        |
| $b_{i-1}$        | 0.00001*<br>(0.0001) | 0.00380<br>(0.0009) | 0.00001*<br>(0.0002) | 0.00250<br>(0.0006) | -0.00005*<br>(0.0003) | 0.00630<br>(0.0009) |
| $\tilde{y}_{it}$ | 0.5833<br>(0.0028)   | 0.9986<br>(0.0024)  | 0.4679<br>(0.0063)   | 1.0044<br>(0.0011)  | 0.9999<br>(0.0007)    | 0.9998<br>(0.0018)  |
| $\tilde{g}_{it}$ | -0.5773<br>(0.0028)  | -0.9982<br>(0.0024) | -0.3754<br>(0.0056)  | -1.0015<br>(0.0011) | -0.9990<br>(0.0007)   | -0.9950<br>(0.0019) |
| $\mu$            | 0.0031<br>(0.0001)   | 0.0028<br>(0.0001)  | 0.0009<br>(0.0001)   | 0.0013<br>(0.00002) | 0.0026<br>(0.00002)   | 0.0056<br>(0.00003) |
| Método           | EF                   | EA                  | EF                   | EF                  | EF                    | EF                  |
| Nº Obs.          | 31512                | 2656                | 8240                 | 1544                | 10832                 | 8240                |
| Cross-Sections   | 3939                 | 332                 | 1030                 | 193                 | 1354                  | 1030                |
| R <sup>2</sup>   | 0.592                | 0.986               | 0.439                | 0.999               | 0.995                 | 0.977               |

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da STN.

Notas: EF: Efeito Fixo; EA: Efeito Aleatório; Desvio Padrão entre parênteses.

(\*) Não significante a 5%

Tabela 4 - Estimação da Função de Resposta Fiscal das Mesorregiões no período de 2000-2008

| Modelos          | Capitais NE           | Demais NE            | Capitais SE          | Demais SE            | Capitais S          | Demais S            |
|------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| Explicativas     | Resul. Prim.          | Resul. Prim.         | Resul. Prim.         | Resul. Prim.         | Resul. Prim.        | Resul. Prim.        |
| $b_{i-1}$        | -0.00001*<br>(0.0001) | 0.0118<br>(0.0035)   | -0.0005*<br>(0.0007) | 0.00001*<br>(0.0003) | 0.0008*<br>(0.0005) | 0.0074<br>(0.0010)  |
| $\tilde{y}_{it}$ | 0.9197<br>(0.0080)    | 0.4216<br>(0.0070)   | 0.9986<br>(0.0021)   | 1.0000<br>(0.0008)   | 0.9994<br>(0.0013)  | 0.9998<br>(0.0021)  |
| $\tilde{g}_{it}$ | -0.8979<br>(0.0085)   | -0.3309<br>(0.0059)  | -0.9966<br>(0.0022)  | -0.9993<br>(0.0008)  | -0.9956<br>(0.0013) | -0.9949<br>(0.0022) |
| $\mu$            | 0.0027<br>(0.0002)    | -0.0002*<br>(0.0003) | 0.0019<br>(0.00004)  | 0.0026<br>(0.00002)  | 0.0069<br>(0.00002) | 0.0054<br>(0.00004) |
| Método           | EF                    | EF                   | EF**                 | EF                   | EF                  | EF                  |
| Nº Obs.          | 1424                  | 6816                 | 1312                 | 9520                 | 1088                | 7152                |
| Cross-Sections   | 178                   | 852                  | 164                  | 1190                 | 135                 | 894                 |
| R <sup>2</sup>   | 0.915                 | 0.392                | 0.995                | 0.995                | 0.999               | 0.974               |

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da STN. Desvio Padrão entre parênteses.

Notas: EF: Efeito Fixo; EA: Efeito Aleatório;

\* Não Significante a 5%;

\*\* Teste de Hausman utilizando a matriz de covariância estimada.

Tabela 5 - Estimação da Função de Resposta Fiscal do Brasil e das Regiões Geográficas no período de 2003-2008

| <i>Modelos Explicativas</i> | <i>Brasil Resul. Prim.</i> | <i>Centro Oeste Resul. Prim.</i> | <i>Nordeste Resul. Prim.</i> | <i>Norte Resul. Prim.</i> | <i>Sudeste Resul. Prim.</i> | <i>Sul Resul. Prim.</i> |
|-----------------------------|----------------------------|----------------------------------|------------------------------|---------------------------|-----------------------------|-------------------------|
| $b_{it-1}$                  | -0.00001*<br>(0.0001)      | 0.0005*<br>(0.0005)              | -0.00003*<br>(0.0002)        | 0.0028<br>(0.0009)        | 0.00007*<br>(0.0004)        | 0.0082<br>(0.0009)      |
| $\hat{y}_{it}$              | 0.5751<br>(0.0044)         | 1.0010<br>(0.0008)               | 0.4204<br>(0.0091)           | 1.0066<br>(0.0017)        | 0.9987<br>(0.0010)          | 0.9973<br>(0.0027)      |
| $\hat{g}_{it}$              | -0.4879<br>(0.0040)        | -1.0002<br>(0.0008)              | -0.3036<br>(0.0072)          | -1.0018<br>(0.0016)       | -0.9984<br>(0.0010)         | -0.9944<br>(0.0028)     |
| $\mu$                       | 0.0035<br>(0.0001)         | 0.0038<br>(0.00002)              | 0.0016<br>(0.0002)           | 0.0013<br>(0.00003)       | 0.0031<br>(0.00002)         | 0.0058<br>(0.00005)     |
| Método                      | EF                         | EF                               | EF                           | EF                        | EF                          | EA                      |
| Nº Obs.                     | 19695                      | 1660                             | 5150                         | 965                       | 6770                        | 5150                    |
| Cross-Sections              | 3939                       | 332                              | 1030                         | 193                       | 1354                        | 1030                    |
| R <sup>2</sup>              | 0.523                      | 0.999                            | 0.349                        | 0.998                     | 0.995                       | 0.963                   |

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da STN. Desvio Padrão entre parênteses.

Notas: EF: Efeito Fixo; EA: Efeito Aleatório;

\* Não Significante a 5%

Tabela 6 - Estimação da Função de Resposta Fiscal das Mesorregiões no período de 2003-2008

| <i>Modelos Explicativas</i> | <i>Capitais NE Resul. Prim.</i> | <i>Demais NE Resul. Prim.</i> | <i>Capitais SE Resul. Prim.</i> | <i>Demais SE Resul. Prim.</i> | <i>Capitais S Resul. Prim.</i> | <i>Demais S Resul. Prim.</i> |
|-----------------------------|---------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|------------------------------|
| $b_{it-1}$                  | 0.0000001*<br>(0.0001)          | -0.0017*<br>(0.0052)          | -0.0013<br>(0.0006)             | 0.0003*<br>(0.0004)           | 0.0005*<br>(0.0006)            | 0.0100<br>(0.0011)           |
| $\hat{y}_{it}$              | 0.9080<br>(0.0116)              | 0.3648<br>(0.0102)            | 0.9982<br>(0.0019)              | 0.9987<br>(0.0010)            | 1.0017<br>(0.0015)             | 0.9975<br>(0.0031)           |
| $\hat{g}_{it}$              | -0.8742<br>(0.0124)             | -0.2561<br>(0.0076)           | -0.9963<br>(0.0019)             | -0.9987<br>(0.0011)           | -0.9968<br>(0.0015)            | -0.9945<br>(0.0032)          |
| $\mu$                       | 0.0027<br>(0.0002)              | 0.0016<br>(0.0004)            | 0.0028<br>(0.0000)              | 0.0031<br>(0.00002)           | 0.0075<br>(0.00003)            | 0.0056<br>(0.0001)           |
| Método                      | EF                              | EF                            | EF**                            | EF                            | EF                             | EA                           |
| Nº Obs.                     | 890                             | 4260                          | 820                             | 5950                          | 680                            | 4470                         |
| Cross-Sections              | 178                             | 852                           | 164                             | 1190                          | 136                            | 894                          |
| R <sup>2</sup>              | 0.897                           | 0.286                         | 0.998                           | 0.995                         | 0.999                          | 0.959                        |

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da STN. Desvio Padrão entre parênteses.

Notas: EF: Efeito Fixo; EA: Efeito Aleatório;

\* Não Significante a 5%;

\*\* Teste de Hausman utilizando a matriz de covariância estimada.

## Apêndice II

### Resultados dos Testes de Hausman

Tabela 9A - Teste de Hausman 2000-2008

| Região            | Coefficiente | Valor-p |
|-------------------|--------------|---------|
| Brasil            | 1793.81      | 0.00    |
| Centro-Oeste      | 5.58         | 0.13    |
| Nordeste          | 675.86       | 0.00    |
| Norte             | 41.45        | 0.00    |
| Sudeste           | 89.33        | 0.00    |
| Sul               | 22.56        | 0.00    |
| Capitais Nordeste | 43.26        | 0.00    |
| Demais Nordeste   | 526.57       | 0.00    |
| Capitais Sudeste  | 54.96        | 0.00*   |
| Demais Sudeste    | 44.98        | 0.00    |
| Capitais Sul      | 22.75        | 0.00    |
| Demais Sul        | 20.73        | 0.00    |

Fonte: elaboração própria.

\* Teste realizado com a matriz de covariância estimada

Tabela 9B - Teste de Hausman 2003-2008

| Região            | Coefficiente | Valor-p |
|-------------------|--------------|---------|
| Brasil            | 1605.61      | 0.00    |
| Centro-Oeste      | 10.60        | 0.01    |
| Nordeste          | 477.38       | 0.00    |
| Norte             | 39.99        | 0.00    |
| Sudeste           | 35.50        | 0.00    |
| Sul               | 5.73         | 0.13    |
| Capitais Nordeste | 52.18        | 0.00    |
| Demais Nordeste   | 301.13       | 0.00    |
| Capitais Sudeste  | 58.77        | 0.00    |
| Demais Sudeste    | 11.78        | 0.01    |
| Capitais Sul      | 17.08        | 0.00    |
| Demais Sul        | 6.02         | 0.11    |

Fonte: elaboração própria.

\* Teste realizado com a matriz de covariância estimada

## Apêndice III

### Agregações Propostas

Tabela 10A - Mesorregiões integrantes do grupo "Capitais Nordeste"

Norte Maranhense  
 Centro-Norte Piauiense  
 Metropolitana de Fortaleza  
 Leste Potiguar  
 Mata Paraibana  
 Metropolitana de Recife  
 Leste Alagoano  
 Leste Sergipano  
 Metropolitana de Salvador

Fonte: IBGE

Tabela 10B - Mesorregiões integrantes do grupo "Capitais Sudeste"

Metropolitana de Belo Horizonte  
 Central Espírito-Santense  
 Metropolitana do Rio de Janeiro  
 Metropolitana de São Paulo

Fonte: IBGE

Tabela 10C - Mesorregiões integrantes do grupo "Capitais Sudeste"

Metropolitana de Curitiba  
 Grande Florianópolis  
 Metropolitana de Porto Alegre

Fonte: IBGE