

SOLVÊNCIA E REAÇÃO FISCAL DAS ADMINISTRAÇÕES PÚBLICAS MUNICIPAIS NO BRASIL

Andrei Gomes Simonassi*
Ronaldo de Albuquerque e Arraes**
Francisca Lívia Souza Menezes***
Denise Xavier Araujo****

O artigo centra-se na aplicação de duas metodologias mundialmente aceitas em sustentabilidade da política fiscal, conduzidas em grupos regionais de municípios brasileiros, bem como em subamostra 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; e *iii*) a adequação das prefeituras à Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), o crescimento econômico nacional e a mudança político-ideológica da esfera federal pós-2002 surgem como fatores explicativos às mudanças nas condições de solvência para a subamostra investigada.

Palavras-chave: restrição orçamentária intertemporal; reação fiscal; municípios brasileiros.

SOLVENCY AND FISCAL REACTION OF PUBLIC ADMINISTRATIONS IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES

The article focuses on the application of two worldwide adopted 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; and *iii*) the adequacy of local governments to the Law of Fiscal Responsibility (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.

* Professor da Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC). Endereço eletrônico: <agsimonassi@gmail.com>.

** Professor do CAEN/UFC. Endereço eletrônico: <ronald@ufc.br>.

*** Mestranda em economia pelo CAEN/UFC. Endereço eletrônico: <liviasmenezes@gmail.com>.

**** Mestranda em economia pelo CAEN/UFC. Endereço eletrônico: <denisexaraujo@gmail.com>.

SOLVENCIA Y REACCIÓN FISCAL DE LAS ADMINISTRACIONES PÚBLICAS EN LOS MUNICIPIOS BRASILEÑOS

El artículo se centra en la aplicación de dos metodologías en todo el mundo adoptaron en la política fiscal a los grupos regionales de los municipios de Brasil, así como en una muestra post-2002. Las pruebas empíricas se llevan a cabo en cinco regiones y seis meso regiones. A pesar de las limitaciones presupuestarias temporales se llevan a cabo, los resultados de las funciones de reacción estimados indican, con evidencia estadística sólida, que: *i*) en las administraciones municipio período 2000-2008 en las regiones noreste y sudeste de no adoptar políticas fiscales activas para generar superávit primario como el aumento de la deuda pública, *ii*) hay efectos distinguido entre meso regiones como las capitales estatales están incluidos en el análisis, en este sentido, el estado de insolvencia en el noreste se debe a la meso regiones que incluyen la capital del estado, y *iii*) la adecuación de los gobiernos locales para Ley de Responsabilidad Fiscal (LRF), el crecimiento económico nacional y el cambio político-ideológica en el gobierno federal después de 2002 surgen como factores explicativos de la ocurrencia de la situación de solvencia fiscal de los municipios brasileños.

Palabras-clave: restricción presupuestaria temporal; reacción fiscal, municipios brasileños.

SOLVABILITE ET DE REACTION BUDGETAIRE DES ADMINISTRATIONS PUBLIQUES DANS LES MUNICIPALITES BRESILIENNES

L'article se concentre sur l'application de deux méthodologies adoptées dans le monde entier sur la politique budgétaire aux groupes régionaux de municipalités au Brésil, ainsi que dans un échantillon prélevé après-2002. Les tests empiriques sont effectuées pour cinq régions et six mes régions. Bien que les contraintes budgétaires temporelles sont accomplies, les résultats pour les fonctions de réaction estimées montrent, avec les preuves statistiques solides, que: *i*) dans les administrations de la période 2000-2008 municipalité dans le Nord et les régions du Sud de ne pas adopter des politiques fiscales dynamiques pour générer un excédent primaire que l'augmentation de la dette publique, *ii*) il ya des effets distingué parmi mes régions comme les capitales d'Etat sont inclus dans l'analyse; à cet égard, le statut de l'insolvabilité dans le nord-est due à la mes régions qui incluent une capitale de l'Etat; et *iii*) l'adéquation des les gouvernements locaux à Loi de Responsabilité Budgétaire (LRF), la croissance économique nationale et politico-idéologiques changement de gouvernement fédéral après-2002 émergent comme facteurs explicatifs de la survenance de la situation de solvabilité budgétaire dans les municipalités brésiliennes.

Mots-clés: contrainte budgétaire temporelle; réaction budgétaire; municipalités brésiliennes.

JEL: 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, em que 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. Isto certamente pode ser um fator 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 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; e *ii)* a resposta da entidade pública, em termos de geração de superávit primário, aos eventuais aumentos da dívida. Mais especificamente, o estudo almeja contribuir com subsídios a, pelo menos, três questionamentos: *i)* em relação ao que pode ser dito acerca da solvência das prefeituras no Brasil; *ii)* se existem diferenças regionais entre as políticas fiscais seguidas pelos administradores públicos municipais; e *iii)* se houve mudança de perfil no desempenho financeiro municipal após a mudança político-ideológica no Brasil do período FHC para o período Lula.

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. Inova, ainda, com a abordagem econométrica citada anteriormente, e demonstrando que, muito embora a solvência das administrações municipais não esteja comprometida, a capacidade de geração de superávit primário a eventuais elevações na dívida pública é um fator preocupante em algumas regiões.

Nesse sentido, os modelos tradicionais a efeitos fixos e aleatórios e os avanços em técnicas de raiz unitária propostos por Levin, Lin e Chu (2002) e Im, Pesaran e Shin (2003) deram suporte à execução do presente estudo, o qual se divide em cinco seções além desta introdução. Na seção dois, discute-se a literatura associada ao tema; na seção três são apresentadas as duas metodologias a serem aplicadas nos exercícios empíricos explicitados na seção quatro, cujos resultados são discutidos na seção cinco. Em seguida, conclui-se com a seção seis.

2 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 estacionariedade 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. Para tanto, estende-se a proposta de Hamilton e Flavin (1986) para esta 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 a sustentabilidade da política fiscal estaria associado à cointegração entre as variáveis gasto e receita pública. O estudo de Rocha conclui que gastos e receitas cointegram, de modo que o déficit orçamentário é estacionário.

Em nova abordagem, Bohn (1998) propõe um novo teste para a 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 entre a dívida e o produto interno bruto (PIB) se eleva. Ou seja, se o superávit primário reage positivamente a aumentos desta 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 ideia de Goldfajn (2002), segundo o qual 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. E a partir disto, a ideia do segundo exercício, apresentado na seção quatro, será 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 considera 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 especificar um modelo autorregressivo 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. Deste modo, é possível calcular a probabilidade de que a simulação da relação dívida/PIB ultrapasse um determinado valor (por exemplo, 75%) e, posteriormente, comparar esta probabilidade com a percepção de risco do mercado que, no caso do artigo supracitado, é dada pelo índice para os títulos de países emergentes (Emerging Markets Bond Index – Embi). Constata-se, por fim, que, apesar de a dívida ser sustentável em média – e em um ambiente sem risco –, existem diversas trajetórias nas 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, visto 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 (2000) 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 em dividir a amostra em dois subperíodos delimitados pelo ano de 1980. Seus resultados sugerem que, para o período amostral completo e na subamostra 1966-1980, a dívida pública seguiu uma trajetória sustentável, não verificada na análise pós-1980.

Outro obstáculo à condução desse tipo de investigação, igualmente 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 estacionariedade e cointegração. Mostra-se que a solvência do governo é obtida mesmo que a dívida seja estacionária a partir de qualquer número finito de diferenciações; ou seja, a ROI continua satisfeita se receitas e gastos são estacionários em diferenças para qualquer ordem arbitrária e sem qualquer pré-requisito de cointegração. Deste modo, tem-se uma ampla classe de processos estocásticos que violam as condições de estacionariedade e cointegração tradicionais para testes de sustentabilidade da política fiscal, mas continuam satisfazendo a ROI. A implicação testável deste argumento é que a prática comum de julgar se determinado governo é ou não solvente a partir de testes de raiz unitária e cointegração é falha.

O estudo de Bohn (2006) 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 considerado como a segunda metodologia, apresentada na seção quatro. Adicionalmente, para 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, em que 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 – com o não financeiro obrigações que dependem 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*¹ para viabilizar o segundo exercício empírico a ser

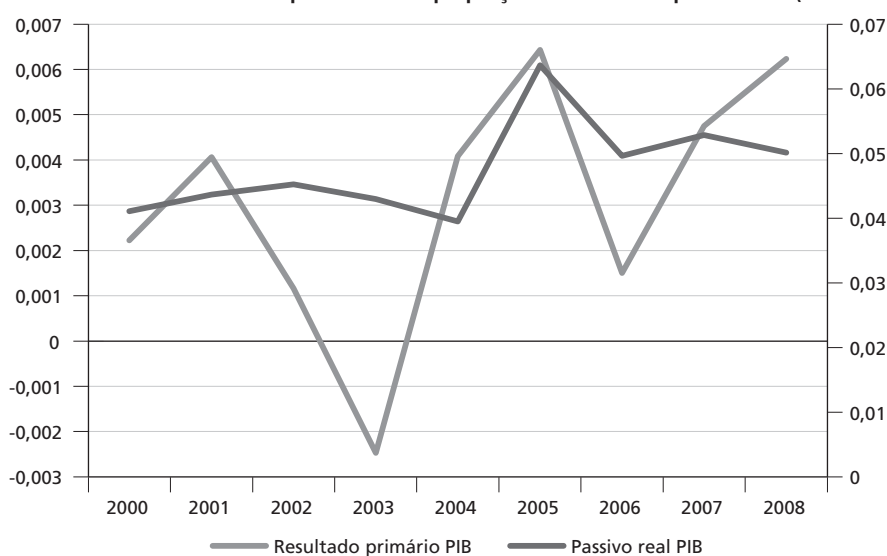
1. Com exceção de um deslocamento em nível, o passivo real incorpora todos os fatores que determinam o montante da dívida pública municipal. Dado um estoque inicial, acredita-se que as oscilações deste indicador serão, portanto, captadas por esta variável.

descrito na próxima seção. Da forma tradicional, os resultados orçamentários e primários representam as diferenças entre receitas e despesas governamentais, em que o último difere do primeiro por excluir os pagamentos com juros sobre a dívida pública preexistente.

A condição de sustentabilidade da dívida de uma economia depende do comportamento do resultado fiscal e da dívida pública. A ideia mais recente defendida na literatura baseia-se no comportamento do resultado primário em relação ao estoque da dívida.² 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 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 3.939 municípios incluídos na amostra final,³ ocorrem dois períodos distintos de certa estabilidade do passivo real como proporção do PIB municipal, intercalados por um período de pico em 2005, quando esta relação atinge 6,36%.

GRÁFICO 1
Passivo real e resultado primário como proporções do PIB municipal no Brasil (2000-2008)



Fonte: Brasil (2009).
Elaboração dos autores.

2. Com um exercício fiscal de defasagem.

3. A amostra final foi obtida após processo de filtragem descrito na seção quatro, visando à exclusão de municípios com informações discrepantes.

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 controlado 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%, confirma a evolução fiscal média das prefeituras brasileiras a partir de 2006.

Vale ainda destacar o possível efeito dos ciclos políticos determinando o movimento oscilatório do resultado primário municipal. Note-se que o período de análise engloba três anos de eleições municipais: 2000, 2004 e 2008. Muito embora tais períodos sejam marcados por superávits, a limitação dos gastos em períodos eleitorais prevista na Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) pode implicar antecipações de despesas por parte dos gestores e, assim sendo, resultados negativos nos anos “pré-eleitorais” não surpreenderiam. Em 2003, observa-se um expressivo déficit, mas, em 2007, este resultado não se repete, levando a crer que, se este ciclo existe, não há sincronia. Registre-se, todavia, que a investigação acerca da existência de ciclos políticos no orçamento municipal não é objeto de interesse nesta análise.

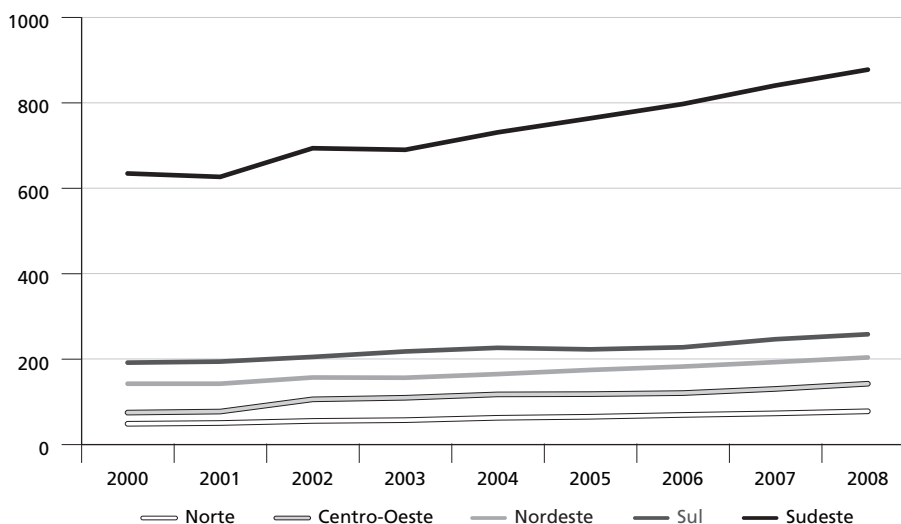
Tendo em vista a grande quantidade e a heterogeneidade dos municípios brasileiros, uma análise que envolva agregação pode induzir a conclusões distorcidas da realidade para muitos deles. Assim, optou-se por conduzir os dois exercícios apresentados na próxima seção de forma desagregada para regiões geográficas,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

A primeira desagregação leva em consideração as cinco regiões brasileiras definidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e a segunda, para o período pós-2002, visando eliminar eventuais influências de mudanças ideológicas da União sobre os orçamentos municipais.⁴ Para explicitar os possíveis impactos regionais sobre o equilíbrio fiscal dos municípios, o gráfico 2 adiante apresenta a evolução do PIB municipal por região no Brasil de 2000 a 2007.⁵

4. Conforme se discute na literatura de ciência política, não é negligenciável o efeito do alinhamento político entre as esferas de governo sobre as transferências de recursos. Assim sendo, esta desagregação visa eliminar os impactos da mudança de governo do período FHC para o período Lula.

5. Última informação disponível.

GRÁFICO 2
Evolução do PIB municipal (preços constantes de 2000) por regiões brasileiras (2000-2008)



Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.
Elaboração dos autores.

A região Sudeste, como a mais rica, apresentou em 2007 uma participação de 56,4% no PIB municipal do país, contrastando com os 5,0% da região Norte. Além disso, enquanto a tendência acentuada de crescimento dos municípios do Sudeste reflete o crescimento econômico do país neste período, a evolução do PIB municipal nas regiões economicamente menores, como Norte e Centro-Oeste, é bastante modesta. Este fenômeno implica menor margem para elevação dos gastos nas prefeituras destas regiões.

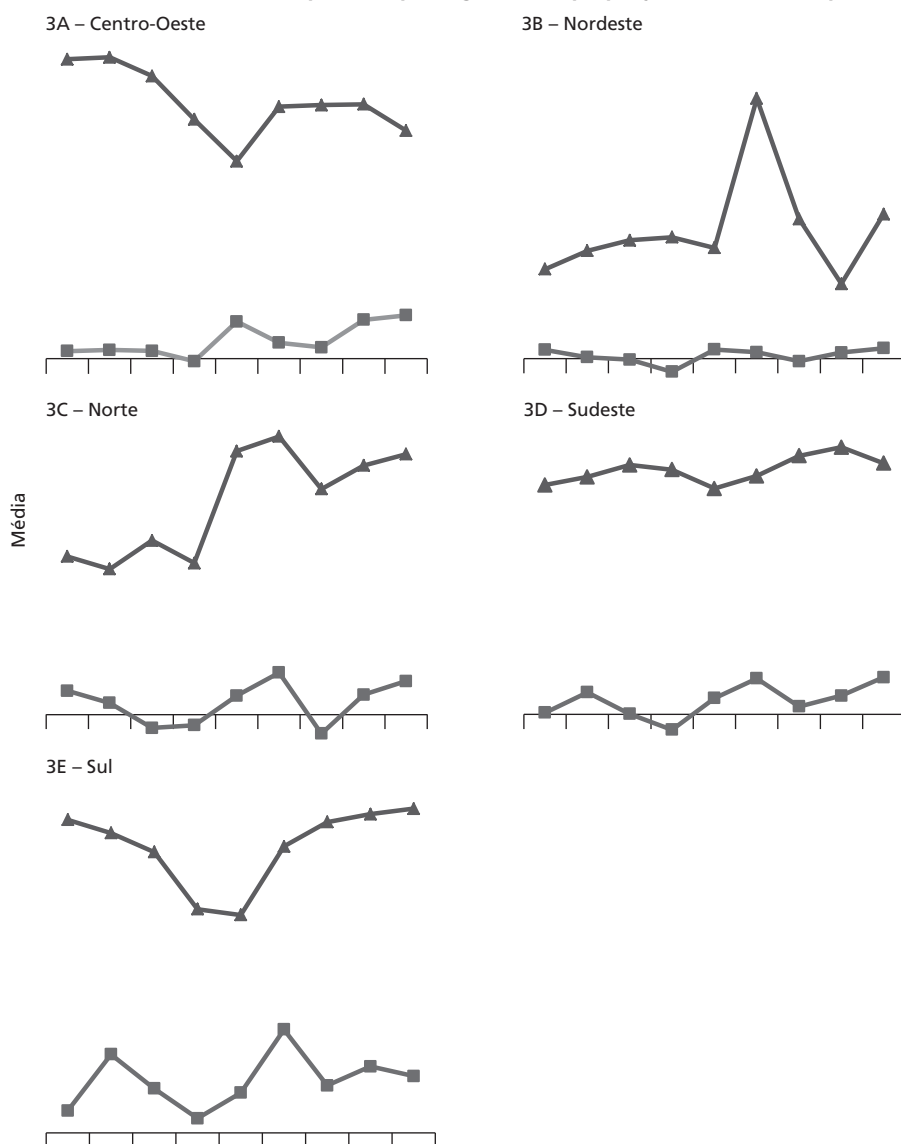
A região Nordeste, por outro lado, cujo crescimento é geralmente afetado por contingências em decorrência principalmente de aspectos naturais, apresentou, no período 2000-2007, um crescimento econômico médio municipal superior (38,0%) ao dos municípios do Sul-Sudeste (35,0%). Não obstante, a participação do PIB dos municípios nordestinos ao longo deste período permanece estável em torno de 13,0%, enquanto, no Sul-Sudeste, esta parcela é de aproximadamente 73,0%.

Esse cenário de dimensão econômica denota claramente as disparidades existentes entre as regiões, o que comprova a escolha metodológica por conduzir a análise de maneira descentralizada.

Após analisar a evolução do perfil econômico municipal por regiões brasileiras, é de extrema relevância a verificação do equilíbrio fiscal a partir dos demonstrativos financeiros destas. A exemplo do gráfico 1, o gráfico 3 ilustra

o comportamento da *proxy* de dívida utilizada em relação ao déficit primário em cada região no período analisado, nas mesmas bases de desagregação do gráfico 2.

GRÁFICO 3
Passivo real e resultado primário por região como proporções do PIB municipal



Fonte: Brasil (2009).
 Elaboração dos autores.

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 por diferenças de crescimento econômico.⁶ O primeiro fator é tão mais forte quanto mais pobre é a economia, como nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, onde as prefeituras têm a rubrica de transferências correntes como meio para consecução do equilíbrio fiscal. Nas regiões mais desenvolvidas, por sua vez, há maior capacidade para geração de superávit. Destaca-se o comportamento médio do indicador para as prefeituras da região Sul, que, no período em análise, não apresentou situação de déficit.

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. Nos municípios do Centro-Oeste, Sudeste e Sul, as datas para os “picos e vales” são inclusive similares. Ademais, reconhecendo que, mesmo em nível regional, a heterogeneidade persiste, a investigação proposta especializa ainda mais ao promover uma desagregação em nível de mesorregiões brasileiras.

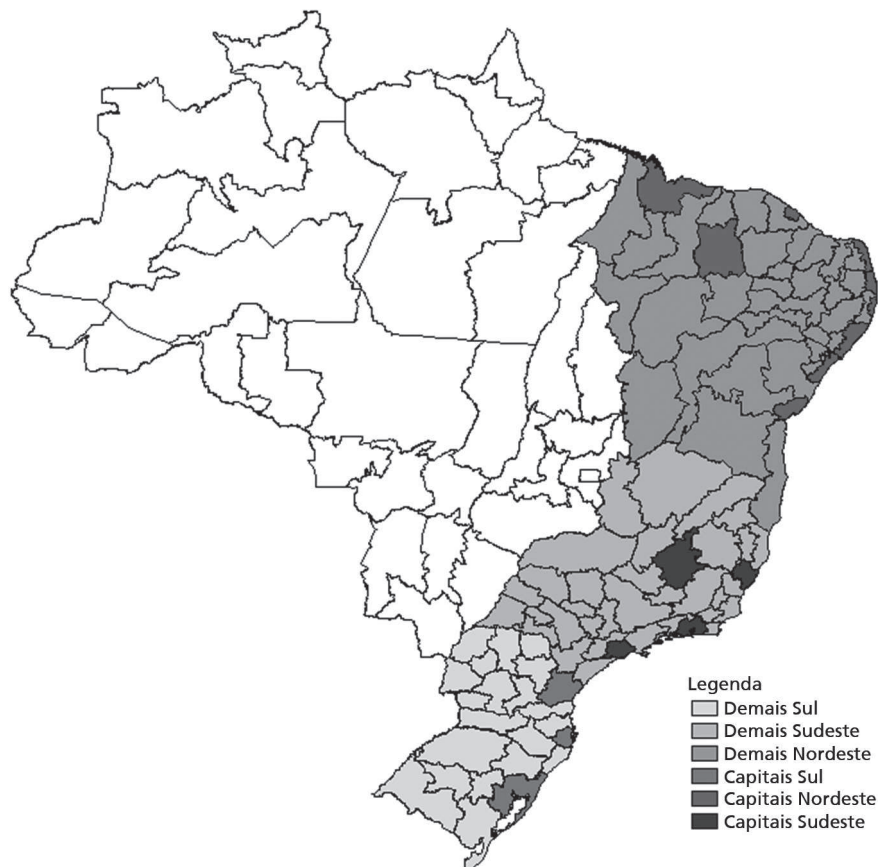
O IBGE agrupa os municípios das cinco regiões brasileiras em 137 mesorregiões, mas muitas delas possuem um número muito reduzido de unidades, enquanto em outras vários municípios apresentam informações conflitantes, principalmente no Norte e no Centro-Oeste. Visando à execução de um exercício empírico detalhado e, ao mesmo tempo, factível, propõe-se uma análise das mesorregiões segundo dois critérios: *i*) a análise compreende apenas os municípios das três regiões economicamente maiores; e *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 o segundo, com 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).⁷ Tomando como exemplo a região Sul, tem-se que o grupo de mesorregião denominado Capitais Sul engloba as seguintes mesorregiões: Metropolitana de Curitiba, Grande Florianópolis e Metropolitana de Porto Alegre. Por sua vez, o grupo de mesorregião denominado Demais Sul engloba todas as mesorregiões da região Sul, exceto as três mencionadas. A figura 1 resume a desagregação proposta.

6. E seus efeitos sobre as receitas tributárias municipais.

7. A lista de mesorregiões referentes às capitais encontra-se no anexo A.

FIGURA 1
Grupo de mesorregiões



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).
Elaboração dos autores.

As estatísticas descritivas para o superávit primário e passivo real são apresentadas na tabela 1 para os seis grupos de mesorregiões propostos no período de 2000 a 2008. Não obstante, conforme citado anteriormente, visando expurgar quaisquer influências da mudança político-ideológica da União sobre o desempenho fiscal municipal, uma nova especialização também adequada aos exercícios empíricos apresentados nas seções seguintes requer a apresentação destas medidas para a subamostra de 2003 a 2008. Note-se que, em vários casos, as diferenças entre as médias dos indicadores são expressivas.

TABELA 1
Superávit primário e passivo real como proporção do PIB
 (Em %)

Mesorregiões	2000-2008		2003-2008	
	Superávit primário	Passivo real	Superávit primário	Passivo real
Capitais Nordeste	0,28	9,38	0,29	12,15
Demais Nordeste	0,12	6,83	0,12	7,32
Capitais Sudeste	0,18	5,17	0,28	5,21
Demais Sudeste	0,27	4,40	0,31	4,46
Capitais Sul	0,69	3,95	0,75	4,17
Demais Sul	0,57	3,06	0,59	2,95
Brasil	0,31	4,76	0,34	4,98

Fonte: Brasil (2009).
 Elaboração dos autores.

Verifica-se que os grupos de mesorregiões que mantêm a maior e a menor média de superávit primário nos dois períodos amostrais são Capitais Sul e Demais Nordeste, respectivamente. Tais resultados permanecem no período pós-2002.

Em relação ao passivo real, a maior média nos dois períodos é verificada na mesorregião que compreende as capitais nordestinas, com uma participação superior ao triplo da verificada na mesorregião Demais Sul, que detém a menor média de participação desta *proxy* para a relação dívida/PIB.

Comparando com a média nacional, para ambos os períodos amostrais, os dois grupos de mesorregiões da região Nordeste apresentam médias inferiores em termos de superávit primário e superiores em termos de passivo real. Nos dois grupos de municípios para região Sul, verifica-se uma situação inversa destas duas rubricas. Finalmente, as mesorregiões do Sudeste apresentam comportamentos médios intermediários para os indicadores analisados.

A fim de explicitar a evolução desses principais indicadores para fluxo e estoque de recursos municipais, a tabela 2 apresenta a taxa de crescimento entre da média do superávit primário e do passivo real para os grupos de mesorregiões estudados entre 2000 e 2008. Percebe-se que, apenas nos grupos de mesorregiões da região Nordeste, a taxa de crescimento da média do superávit primário foi inferior à taxa de crescimento do passivo real.

TABELA 2
Taxa de crescimento do superávit primário e passivo real
(Em %)

Mesorregiões	Taxa de crescimento	
	Superávit primário	Passivo real
Capitais Nordeste	2,72	29,48
Demais Nordeste	-4,14	7,08
Capitais Sudeste	49,93	0,90
Demais Sudeste	18,03	1,26
Capitais Sul	8,43	5,61
Demais Sul	3,23	-3,55
Brasil	10,03	4,54

Fonte: Brasil (2009).
Elaboração dos autores.

Os resultados dispostos nas tabelas 1 e 2 reforçam a opção metodológica de conduzir os exercícios empíricos especializando a análise em subgrupos regionais e subamostras.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS: DUAS ABORDAGENS EM SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL

Conforme dito nas seções anteriores, este estudo se fundamenta 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 para as regiões, quanto para as 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 de 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 subamostras, 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 disto, este período é marcado por um mesmo regime político-ideológico na administração federal.

4.1 Base de dados

Informações sobre a situação contábil dos municípios foram obtidas, em frequência anual, no período de 2000 a 2008, por meio da Secretaria do Tesouro Nacional (Brasil, 2009). 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.⁸

Além deste “filtro”, para expurgar da amostra dados inconsistentes, foram utilizados alguns “critérios de filtragem”, que consistem na exclusão dos municípios que apresentaram alguma característica considerada discrepante entre as relacionadas a seguir.

- relação receita orçamentária/PIB ou despesa orçamentária/PIB maior que 1;
- dados referentes à receita orçamentária ou despesa orçamentária, em valor absoluto, iguais a zero;
- relação despesa com pessoal/PIB maior que 0,9; e
- informações referentes ao passivo real menores ou iguais a zero.

Desse modo, a amostra final compreendeu 3.939 dos 5.050⁹ municípios brasileiros.¹⁰ Em ambas as metodologias, as variáveis foram analisadas como proporção do PIB municipal, sendo esta informação provida pelo Ipeadata.¹¹

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 mesor-regiões definidos na seção três da seguinte forma, para o total dos municípios e para as subdivisões utilizadas:

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

8. 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.

9. Dado referente ao ano de 2008.

10. A amostra final é a mesma utilizada para elaboração dos gráficos e cálculos das estatísticas apresentadas na seção 3.

11. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

Onde:

$i = 1, \dots, I$ indexa os municípios incluídos na amostra, e $t = 2000, \dots, 2008$, o período para composição do painel de dados;

B_{it} = valor da dívida da administração pública municipal i no período t ;

r = valor da taxa de juros da economia em cada período (que deve ser a mesma para todas as prefeituras);

G_{it} = gastos da administração pública municipal i no período t ;

R_{it} = receitas da administração i no período t ; e

I representa o total de municípios analisados no agregado ou em cada região.

A equação (1) mostra que, para haver um equilíbrio nas contas municipais, os gastos com bens e serviços e pagamento de juros sobre o estoque passado da dívida pública devem ser financiados via arrecadação de tributos ou contraindo/elevando a dívida pública. Resolvendo a expressão (2) *olhando para frente*,¹² tem-se que:

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

Assumindo que o governo não adota um esquema do tipo Ponzi, ou seja, não sendo possível uma política fiscal baseada em refinanciamentos infinitos, em (3) deve ser válido que:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_{it} [B_{it+n}] = 0 \quad (3)$$

Assim, a equação (2) se reduz a:

$$B_{it} = \sum_{v=0}^{\infty} \rho^v E_{it} [(R_{it+v} - G_{it+v})] \quad (4)$$

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. Estendendo novamente o argumento proposto na análise de Hamilton e Flavin (1986), tem-se que se o déficit orçamentário das prefeituras brasileiras, de suas regiões ou grupo de mesorregiões segue um processo estacionário, a dívida também será estacionária e as prefeituras serão consideradas solventes. Na prática, esta solvência será investigada através de um teste de raiz unitária em painel sobre a série de déficit público.¹³

12. Em inglês: *forward-looking*.

13. Para este exercício será utilizado o déficit nominal como proporção do PIB municipal.

4.3 Raiz unitária

Quando comparados a uma estrutura de séries temporais, os dados em painel permitem a realização de testes de raiz unitária com maior potência, haja vista que a utilização das duas dimensões eleva o tamanho da amostra. Existem vários testes de raiz unitária para dados em painel, mas é possível agregá-los em dois grupos: um reúne os que supõem a existência de um processo de raiz unitária comum entre os *cross-sections* e outro corresponde aos que admitem que este processo seja individual.

Neste primeiro exercício empírico, são realizados dois testes de raiz unitária em painel: o primeiro seguindo a proposta de Levin, Lin e Chu (2002) – doravante LLC (2002) –, que integra o primeiro grupo, e o segundo, de acordo com Im, Pesaran e Shin (2003) – doravante IPS (2003) – inserido no segundo grupo citado acima. A principal limitação destes testes é que eles supõem que os *cross-sections* são independentes, quando a literatura fornece evidências contrárias a esta hipótese. Entretanto, acredita-se que a dependência do equilíbrio financeiro municipal se dá muito mais em relação às esferas maiores de governo¹⁴ e, deste modo, tal limitação não afeta os resultados deste estudo, ao se levar em consideração que as contas de um município não influenciam, pelo menos diretamente, as contas de outro.¹⁵

4.4 Função de resposta fiscal

De acordo com Bohn (1998; 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. Isto 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 estacionariedade não seja satisfeita e, ainda assim, a ROI seja atendida, isto é, há séries integradas de uma ordem finita que atendem à ROI.

Embora tendo como referencial teórico comum a ROI, um enfoque alternativo para verificar a sustentabilidade da dívida pública, 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. Esta metodologia tem ainda a vantagem de incorporar propriedades dinâmicas da dívida, em contraste com a abordagem anterior, fundamentada em propriedades estáticas.

14. As transferências intergovernamentais das esferas maiores são determinantes do equilíbrio municipal.

15. Ver apêndice B para mais detalhes sobre os testes de raiz unitária realizados.

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 3.939 municípios brasileiros, das 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 por meio 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:

$$s_{it} = \mu + \alpha b_{it-1} + \gamma \tilde{r}_{it} + \beta \tilde{g}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Em que s_{it} representa o superávit primário, b_{it-1} representa a *proxy* para o estoque da dívida pública¹⁶ com uma defasagem, \tilde{r}_{it} e \tilde{g}_{it} representam os desvios de receita e gasto em relação a seus níveis naturais.¹⁷ Todas as variáveis são medidas como proporção do PIB municipal, e os subscritos i e t estão associados aos municípios e ao período, respectivamente. Novamente, a ideia 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 $\gamma < 0$ e $\beta < 0$, e, em conformidade com os argumentos anteriores, a condição de sustentabilidade é satisfeita quando $\alpha > 0$.

Como é 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. Entretanto, em pequenas amostras, o teste de Hausman pode tornar-se inconclusivo e, neste caso, a metodologia do teste será diferenciada, utilizando-se a matriz de covariância estimada.¹⁸

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.

16 Conforme dito anteriormente, o passivo real é a *proxy* mais adequada para esta variável.

17. Como nível natural, foi utilizada a média global dos *cross-sections* no tempo, das receitas e das despesas orçamentárias como proporção do PIB. Desta forma, se um município apresenta uma relação despesa orçamentária/PIB menor que a média global, significa que ele tem uma margem que lhe permite aumentar seus gastos. Vale ressaltar que, em séries temporais, geralmente se utiliza como medida de correção a diferença em relação ao valor filtrado via Hodrick- Prescott.

18. Esse procedimento também será adotado para o caso em que a estatística do teste for negativa.

5 RESULTADOS

5.1 Abordagem via ROI – testes de raiz unitária

As tabelas 3 e 4 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 3.939 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.

TABELA 3
Testes de raiz unitária (2000-2008)

Variável	Levin, Lin e Chu (LLC)		Im, Pesaran e Shin (IPS)	
	Estatística	Valor p	Estatística	Valor p
Brasil	-170,086	0,0000	-76,3286	0,0000
Centro-Oeste	-33,3363	0,0000	-10,3548	0,0000
Nordeste	-87,3652	0,0000	-39,1554	0,0000
Norte	-21,3564	0,0000	-9,87433	0,0000
Sudeste	-92,7564	0,0000	-40,4506	0,0000
Sul	-87,4935	0,0000	-40,9888	0,0000
Capitais Nordeste	-19,9305	0,0000	-7,53684	0,0000
Demais Nordeste	-36,5915	0,0000	-15,0497	0,0000
Capitais Sudeste	-22,7811	0,0000	-7,75886	0,0000
Demais Sudeste	-88,4234	0,0000	-38,4848	0,0000
Capitais Sul	-25,5582	0,0000	-7,51944	0,0000
Demais Sul	-61,5057	0,0000	-19,8258	0,0000

Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

Obs.: LLC = hipótese nula: raiz unitária (processo de raiz unitária comum); IPS = hipótese nula: raiz unitária (processo de raiz unitária individual); as probabilidades foram computadas supondo-se normalidade assintótica; e utilizou-se o critério de Hannan-Quinn para definir o número ótimo de defasagens.

TABELA 4
Testes de raiz unitária (2003-2008)

Variável	Levin, Lin & Chu (LLC)		Im, Pesaran and Shin (IPS)	
	Estatística	Valor p	Estatística	Valor p
Brasil	-195,872	0,0000	-41,921	0,0000
Centro-Oeste	-106,301	0,0000	-33,9363	0,0000
Nordeste	-132,804	0,0000	-24,4923	0,0000
Norte	-53,1663	0,0000	-31,5314	0,0000
Sudeste	-100,624	0,0000	-21,6329	0,0000

(Continua)

(Continuação)

Variável	Levin, Lin & Chu (LLC)		Im, Pesaran and Shin (IPS)	
	Estatística	Valor <i>p</i>	Estatística	Valor <i>p</i>
Sul	-80,7699	0,0000	-20,6048	0,0000
Capitais Nordeste	-212,17	0,0000	-83,4052	0,0000
Demais Nordeste	-784,977	0,0000	-320,471	0,0000
Capitais Sudeste	-277,665	0,0000	-72,8127	0,0000
Demais Sudeste	-97,3517	0,0000	-20,7633	0,0000
Capitais Sul	-53,2255	0,0000	-37,9249	0,0000
Demais Sul	-60,174	0,0000	-89,5504	0,0000

Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

Obs.: LLC = hipótese nula: raiz unitária (processo de raiz unitária comum); IPS = hipótese nula: raiz unitária (processo de raiz unitária individual); as probabilidades foram computadas supondo-se normalidade assintótica; e utilizou-se o critério de Hannan-Quinn para definir o número ótimo de defasagens.

Constata-se, pelos resultados das tabelas 3 e 4, 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 5 dispõe as estimativas para a função de reação fiscal para o total dos 3.939 municípios brasileiros e para as cinco regiões, de acordo com o método de estimação em painel sugerido pelo teste de Hausman.¹⁹ Muito embora fosse possível captar a heterogeneidade inter-regional por meio de variáveis *dummies*, optou-se por estimar os modelos para as diferentes subamostras como forma de atestar a consistência das estimativas nos diversos estratos.²⁰ A tabela 6, por conseguinte, explicita, nas mesmas bases de comparação, os resultados desta 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{y}_{it} e \tilde{g}_{it} – condizem com os esperados; por sua vez, a condição de sustentabilidade ($\hat{\alpha}_{it} > 0$) 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.²¹

19. A rejeição da hipótese nula do teste sugere uma estimação a efeitos fixos.

20. Exercícios preliminares com *dummies* multiplicativas foram realizados e verificou-se inexistirem ganhos de eficiência para as estimativas obtidas. Por sua vez, as estimações em subamostras reforçam a escolha da função de reação definida com base na proposta de Bohn (1998).

21. Sempre mensurada pelo passivo real municipal.

TABELA 5
Estimação da função de resposta fiscal do Brasil e das regiões geográficas (2000-2008)

Modelos explicativos	Brasil	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sudeste	Sul
	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário
b_{it-1}	0,00001 ¹ (0,0001)	0,00380 (0,0009)	0,00001 ¹ (0,0002)	0,00250 (0,0006)	-0,00005 ¹ (0,0003)	0,00630 (0,0009)
$\tilde{\gamma}_{it}$	0,5833 (0,0028)	0,9986 (0,0024)	0,4679 (0,0063)	1,0044 (0,0011)	0,9999 (0,0007)	0,9998 (0,0018)
\tilde{g}_{it}	-0,5773 (0,0028)	-0,9982 (0,0024)	-0,3754 (0,0056)	-1,0015 (0,0011)	-0,9990 (0,0007)	-0,9950 (0,0019)
μ	0,0031 (0,0001)	0,0028 (0,0001)	0,0009 (0,0001)	0,0013 (0,00002)	0,0026 (0,00002)	0,0056 (0,00003)
Método	EF	EA	EF	EF	EF	EF
Número de observações	31.512	2.656	8.240	1.544	10.832	8.240
<i>Cross-sections</i>	3.939	332	1.030	193	1.354	1.030
R^2	0,592	0,986	0,439	0,999	0,995	0,977

Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Não significante a 5%.

Obs.: EF = efeito fixo; EA = efeito aleatório; desvio padrão entre parênteses.

TABELA 6
Estimação da função de resposta fiscal das mesorregiões (2000-2008)

Modelos explicativos	Capitais NE	Demais NE	Capitais SE	Demais SE	Capitais S	Demais S
	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário
b_{it-1}	-0,00001 ¹ (0,0001)	0,0118 (0,0035)	-0,0005 ¹ (0,0007)	0,00001 ¹ (0,0003)	0,0008 ¹ (0,0005)	0,0074 (0,0010)
$\tilde{\gamma}_{it}$	0,9197 (0,0080)	0,4216 (0,0070)	0,9986 (0,0021)	1,0000 (0,0008)	0,9994 (0,0013)	0,9998 (0,0021)
\tilde{g}_{it}	-0,8979 (0,0085)	-0,3309 (0,0059)	-0,9966 (0,0022)	-0,9993 (0,0008)	-0,9956 (0,0013)	-0,9949 (0,0022)
μ	0,0027 (0,0002)	-0,0002 ¹ (0,0003)	0,0019 (0,00004)	0,0026 (0,00002)	0,0069 (0,00002)	0,0054 (0,00004)
Método	EF	EF	EF ²	EF	EF	EF
Número de observações	1.424	6.816	1.312	9.520	1.088	7.152
<i>Cross-sections</i>	178	852	164	1190	135	894

(Continua)

(Continuação)

Modelos explicativos	Capitais NE	Demais NE	Capitais SE	Demais SE	Capitais S	Demais S
	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário
R ²	0,915	0,392	0,995	0,995	0,999	0,974

Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Não significante a 5%.² Teste de Hausman utilizando a matriz de covariância estimada.

Obs.: EF = efeito fixo; EA = efeito aleatório; desvio padrão entre parênteses.

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 do resultado antes não significativo para o total dos municípios do Nordeste.²²

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 a prática de uma política fiscal ativa.

A combinação dos resultados das tabelas 6 e 7 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 as 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 7 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 inócua.

Especializando ainda mais a análise ao nível de mesorregiões nessa subamostra, constata-se, pela tabela 8, que a mesorregião Demais Sul é determinante do resultado favorável para os municípios da região.

22. Vale lembrar que as regiões Norte e Centro-Oeste não foram trabalhadas de forma desagregada.

TABELA 7
Estimação da função de resposta fiscal do Brasil e das regiões geográficas (2003-2008)

Modelos explicativos	Brasil	Centro Oeste	Nordeste	Norte	Sudeste	Sul
	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário
b_{it-1}	-0,00001 ¹ (0,0001)	0,0005 ¹ (0,0005)	-0,00003 ¹ (0,0002)	0,0028 (0,0009)	0,00007 ¹ (0,0004)	0,0082 (0,0009)
$\tilde{\gamma}_{it}$	0,5751 (0,0044)	1,0010 (0,0008)	0,4204 (0,0091)	1,0066 (0,0017)	0,9987 (0,0010)	0,9973 (0,0027)
\tilde{g}_{it}	-0,4879 (0,0040)	-1,0002 (0,0008)	-0,3036 (0,0072)	-1,0018 (0,0016)	-0,9984 (0,0010)	-0,9944 (0,0028)
μ	0,0035 (0,0001)	0,0038 (0,00002)	0,0016 (0,0002)	0,0013 (0,00003)	0,0031 (0,00002)	0,0058 (0,00005)
Método	EF	EA	EF	EF	EF	EF
Número de observações	19.695	1.660	5.150	965	6.770	5.150
Cross-sections	3.939	332	1.030	193	1.354	1.030
R^2	0,523	0,999	0,349	0,998	0,995	0,963

Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Não significante a 5%.

Obs.: EF = efeito fixo; EA = efeito aleatório; desvio padrão entre parênteses.

TABELA 8
Estimação da função de resposta fiscal das mesorregiões (2003-2008)

Modelos explicativos	Capitais NE	Demais NE	Capitais SE	Demais SE	Capitais S	Demais S
	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário
b_{it-1}	0,0000001 ¹ (0,0001)	-0,0017 ¹ (0,0052)	-0,0013 (0,0006)	0,0003 ¹ (0,0004)	0,0005 ¹ (0,0006)	0,0100 (0,0011)
$\tilde{\gamma}_{it}$	0,9080 (0,0116)	0,3648 (0,0102)	0,9982 (0,0019)	0,9987 (0,0010)	1,0017 (0,0015)	0,9975 (0,0031)
\tilde{g}_{it}	-0,8742 (0,0124)	-0,2561 (0,0076)	-0,9963 (0,0019)	-0,9987 (0,0011)	-0,9968 (0,0015)	-0,9945 (0,0032)
μ	0,0027	0,0016	0,0028	0,0031	0,0075	0,0056

(Continua)

(Continuação)

Modelos explicativos	Capitais NE	Demais NE	Capitais SE	Demais SE	Capitais S	Demais S
	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário
	(0,0002)	(0,0004)	(0,0000)	(0,00002)	(0,00003)	(0,0001)
Método	EF	EA	EF	EF	EF	EF
Número de observações	890	4.260	820	5.950	680	4.470
<i>Cross-sections</i>	178	852	164	1.190	136	894
R^2	0,897	0,286	0,998	0,995	0,999	0,959

Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Não significante a 5%.² Teste de Hausman utilizando a matriz de covariância estimada.

Obs.: EF = efeito fixo; EA = efeito aleatório; desvio padrão entre parênteses.

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 apresentam um avanço fiscal, representado pela significância da estimativa do coeficiente associado à dívida defasada ($\hat{\alpha}$). Uma vez que as variáveis são mensuradas como proporção do PIB, este resultado pode advir do maior crescimento econômico verificado na região Sudeste, conforme apresentado no gráfico 2.

Do exposto, percebe-se que 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 subamostra 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 subamostra utilizada.

6 CONCLUSÃO

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 ROI das prefeituras e envolve dois testes de raiz unitária em painel, de acordo com

as propostas de Levin, Lin e Chu (2002) e Im, Pesaran e Shin (2003), enquanto a segunda é baseada na proposta de Bohn (1998) e incorpora a importância do comportamento intertemporal da administração pública para consecução do equilíbrio fiscal. Esta consiste na estimação de funções de reação fiscal com dados em painel para as administrações públicas municipais. Nos dois períodos, ambas as verificações são especializadas segundo cinco regiões brasileiras e, para as três regiões economicamente maiores, aplicadas a 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 3.939 municípios analisados, como em todas as desagregações definidas e nos dois períodos amostrais predefinidos.

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 praticaram 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 à condição de solvência desta segunda abordagem; e *v*) entre as mesorregiões, no período de 2003 a 2008, novamente, as que não compreendem 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. A combinação dos resultados obtidos sugere, ainda, 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). Isto não implica que a criação de novos municípios inseridos nestas regiões lhes assegure uma condição *ex ante* de equilíbrio nas contas públicas. Além disso, a inserção deles cria um novo cenário para aqueles preexistentes, requerendo um reexame *a posteriori*.

Partindo do pressuposto de que a credibilidade de uma política fiscal determina a capacidade de endividamento do governo, bem como 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 a consecução e manutenção do equilíbrio fiscal municipal e, muito embora a questão da influência político-ideológica de União e estados não tenha sido objeto central de discussão, cabe destacar como objeto de estudos futuros a necessidade de controlar o impacto de variáveis políticas sobre o equilíbrio financeiro municipal.

REFERÊNCIAS

BARRO, R. On the determination of public debt. **Journal of political economy**, v. 87, n. 5, p. 940-71, Oct. 1979.

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.

_____. The behavior of U.S. public debt and deficits. **Quarterly journal of economics**, v. 113, n. 3, p. 949-63, Aug. 1998.

_____. **Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?** Santa Barbara, CA: Department of Economics, UCSB, Oct. 2006. (Working Paper). Disponível em: <<http://econ.ucsb.edu/~bohn/papers/IBCconditions.pdf>>.

BRASIL. Ministério da Fazenda. **Finanças do Brasil** – Dados contábeis dos municípios, 2009. Disponível em: <http://www.stn.fazenda.gov.br/estados_municipios/index.asp>.

GARCIA, M.; RIGOBON, F. **A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data.** Cambridge: NBER, 2004. (NBER Working Paper n. 10.336). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w10336.pdf?new_window=1>.

GOLDFAJN, I. Há razões para duvidar de que a dívida pública no Brasil é sustentável? **Notas técnicas do Banco Central do Brasil**, n. 25, p. 251-26, jul. 2002. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/notastecnicas/port/2002nt25fiscalsustainabilityp.pdf>>.

_____. Comentários ao artigo **A Risk Management Approach to Emerging Markets' Sovereign Debt Sustainability With An Application to Brazilian Data, de Garcia e Rigobon.** (Parecer técnico). Rio de Janeiro, 2004.

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.

IM, K.; PESARAN, H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.

LEVIN, A.; LIN, F.; CHU, C. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of econometrics**, v. 108, p. 1-24, 2002.

LOPES, D. T. **Função de relação da política fiscal e intolerância da dívida: o caso brasileiro no período pós-real.** Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (USP), São Paulo, 2007.

ROCHA, F. Long-run limits on the Brazilian government debt. **Revista brasileira de economia**, v. 51, n. 4, p. 447-470, 1997.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AFONSO, J. R. *et al.* Municípios, arrecadação e administração tributária: quebrando tabus. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 10, p. 3-36, dez. 1988.

AFONSO, J. R.; RAIMUNDO, J. C. M.; ARAÚJO, E. A. **Breves notas sobre federalismo fiscal no brasil**. Disponível em: <<http://www.federativo.bndes.gov.br>>. Acesso em: outubro de 2009.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3rd. ed. London: John Wiley & Sons Ltd, 2005.

BAGHDASSARIAN, W. Avaliação da sustentabilidade fiscal sob incerteza. **Caderno de finanças públicas**, Brasília, n. 7, p. 31-74, dez. 2006.

BARBIERI, L. **Panel unit root tests: a review**. Piacenza: Università Cattolica del Sacro Cuore, 2006. Disponível em: <http://dipartimenti.unicatt.it/dises_wp_rossa_06_43.pdf>.

BARRO, R. Public debt in emerging markets: is it too high? **World economic outlook**, September, p. 113-52, 2003.

FERREIRA, Z. O. **Sustentabilidade e posição fiscal**. 2004. Monografia (Graduação) – Especialização em Orçamento e Políticas Públicas, Universidade de Brasília e Associação Brasileira de Orçamento Público – ABOP, Brasília, 2004.

GIAMBIAGI, F. **A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público?** Rio de Janeiro: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1.169).

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: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 706).

HAKKIO, C.; RUSH, M. Is the budget deficit “too large”? **Economic inquiry**, v. 29, n. 3, p. 429-445, 1991.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

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.

LUPORINI, V. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence. **Revista brasileira de economia**, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000.

_____. The federal domestic debt and state governments: the impact of the state debts on the federal government finances. **Revista de economia aplicada**, 2000.

_____. A sustentabilidade da dívida mobiliária brasileira: uma investigação adicional. **Análise econômica**, v. 36, 2001.

_____. The behavior of the brazilian federal domestic debt. **Revista de economia aplicada**, São Paulo, v. 6, n. 4, p. 713-733, 2002.

_____. Uma nota sobre inflação, déficits e a sustentabilidade da dívida governamental. **Economia e sociedade**, Campinas, v. 13, n. 2, p. 175-184, 2004.

_____. **Conceitos de sustentabilidade fiscal**. Niterói: Universidade Federal Fluminense, 2006. (Texto para Discussão, n. 189).

PUGA, F. P. **Sistema financeiro brasileiro: reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial**. Rio de Janeiro: BNDES, 1999. (Texto para Discussão n. 68).

ROSSI, J. W. **A solvência da dívida: testes para o Brasil**. Brasília: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 493).

SILVA, D. P. **A solvência intertemporal da dívida interna brasileira: 1995-2005**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2006.

SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. A. Função de Resposta Fiscal, Múltiplas Quebras Estruturais e a Sustentabilidade da Dívida Pública no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC. **Anais...** Recife, 2007.

UCTUM, M.; THURSTON, T.; UCTUM, R. Public Debt, the unit root hypothesis and structural breaks: a multi-country analysis. **Econômica**, n. 73, p. 129-156, 2006.

VERSIANI, F. R. **A dívida pública interna e sua trajetória recente**. Brasília: Departamento de Economia da Universidade de Brasília, mar. 2003. (Texto para Discussão, n. 284).

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Thomson, 2006.

APÊNDICE A**TESTE DE HAUSMAN**TABELA A.1
Teste de Hausman (2000-2008)

Região	Coefficiente	Valor-p
Brasil	1.793,81	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 ¹
Demais Sudeste	44,98	0,00
Capitais Sul	22,75	0,00
Demais Sul	20,73	0,00

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Teste realizado com a matriz de covariância estimada.TABELA A.2
Teste de Hausman (2003-2009)

Região	Coefficiente	Valor-p
Brasil	1.605,61	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

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

Os testes de raiz unitária utilizados no estudo são baseados em uma regressão do tipo Dickey-Fuller:

$$\Delta \text{def}_{it} = \alpha_i + \text{def}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde, $\text{def}_{it} = G_{it} - R_{it}$, $i = 1, \dots, I$ indexa o município; $t = 1, \dots, T$ o período e ε_{it} é *iid* $(0; \sigma^2)$.

A hipótese nula comum refere-se à existência de raiz unitária em cada série analisada. Utilizou-se para escolha do “*lag* ótimo” o critério de Hannan-Quinn. Vale ressaltar que, como hipótese alternativa, o teste LLC (2002) supõe que cada série é estacionária, enquanto o de IPS (2003) considera que pelo menos uma das séries não possui raiz unitária.

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. Por sua vez, o de IPS (2003) é mais flexível. É robusta, por exemplo, à correlação serial dos resíduos, heterogeneidade no tempo e não constância da variância do erro entre grupos. Assim sendo, para condução do processo de inferência realizado na seção cinco, serão considerados os resultados dos testes segundo IPS (2003).

APÊNDICE C

TABELA C.1
Funções de resposta fiscal com a opção por *dummies* regionais

Explicativas	2000-2008			2003-2008		
	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário	Resultado primário
b_{it}	0,0001 (0,0000)	0,00005 ¹ (0,0001)	0,0001 ¹ (0,0001)	0,0001 (0,0001)	-0,000009 ¹ (0,0001)	0,0001 ¹ (0,0001)
$\tilde{\gamma}_{it}$	0,5745 (0,0195)	0,6313 (0,0031)	0,5856 (0,0028)	0,4671 (0,0203)	0,5751 (0,0044)	0,4851 (0,0036)
\tilde{g}_{it}	-0,5638 (0,0196)	-0,5673 (0,0030)	-0,5704 (0,0028)	-0,4509 (0,0205)	-0,4879 (0,0040)	-0,4648 (0,0036)
d_2	-0,0044 (0,0002)	<i>(dropped)</i>	-0,0049 (0,0003)	-0,0056 (0,0003)	<i>(dropped)</i>	-0,0061 (0,0004)
d_3	-0,0012 (0,0002)	<i>(dropped)</i>	-0,0013 (0,0004)	-0,0018 (0,0003)	<i>(dropped)</i>	-0,0018 (0,0005)
d_4	-0,0003 ¹ (0,0001)	<i>(dropped)</i>	-0,0003 ¹ (0,0003)	-0,0004 ¹ (0,0002)	<i>(dropped)</i>	-0,0005 ¹ (0,0004)
d_5	0,0017 (0,0001)	<i>(dropped)</i>	0,0017 (0,0003)	0,0017 (0,0002)	<i>(dropped)</i>	0,0017 (0,0004)
	0,0039 (0,0001)	0,0030 (0,0000)	0,0040 (0,0002)	0,0051 (0,0002)	0,0035 (0,0001)	0,0052 (0,0003)
Método	MQOA	EF	EA	MQOA	EF	EA
Número de observações	31.512	31.512	31.512	19.695	19.695	19.695
<i>Cross-sections</i>		3.939	3.939		3.939	3.939
R^2	0,580	0,611	0,5974	0,469	0,523	0,5003
Teste de Hausman	Estimativa: 1.416,59	Valor-p 0.00		Estimativa: 1.286,27	Valor-p 0.00	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Não significativa a 5%.

Obs.: MQOA = mínimos quadrados ordinários agrupados; EF = efeito fixo; EA = efeito aleatório.

ANEXO A

MESORREGIÕES REFERENTES A CAPITAIS²³

Mesorregiões integrantes do grupo Capitais Nordeste:

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

Mesorregiões integrantes do grupo Capitais Sudeste:

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

Mesorregiões integrantes do grupo Capitais Sul:

- Metropolitana de Curitiba
- Grande Florianópolis
- Metropolitana de Porto Alegre

23. Fonte: IBGE.