

2149

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**AVALIAÇÃO DO COMPORTAMENTO
FISCAL DOS GOVERNOS ESTADUAIS
BRASILEIROS NO PERÍODO POSTERIOR
À LEI DE RESPONSABILIDADE FISCAL
(2002-2012)**

Márcio Bruno Ribeiro



AVALIAÇÃO DO COMPORTAMENTO FISCAL DOS GOVERNOS ESTADUAIS BRASILEIROS NO PERÍODO POSTERIOR À LEI DE RESPONSABILIDADE FISCAL (2002-2012)

Márcio Bruno Ribeiro¹

1. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão
Ministro Nelson Barbosa

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Jessé José Freire de Souza

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Alexandre dos Santos Cunha

**Diretor de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**

Roberto Dutra Torres Junior

**Diretor de Estudos e Políticas
Macroeconômicas**

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**

Marco Aurélio Costa

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

André Bojikian Calixtre

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas
e Políticas Internacionais**

Brand Arenari

Chefe de Gabinete

José Eduardo Elias Romão

**Assessor-chefe de Imprensa
e Comunicação**

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2015

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: H71; H72; C23.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 AVALIANDO A OCORRÊNCIA DE CHOQUES FISCAIS NOS ESTADOS: COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS PRIMÁRIOS COM AS METAS ESTABELECIDAS NO ÂMBITO DA LRF (2002-2012)	9
3 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES EMPÍRICAS, VARIÁVEIS UTILIZADAS E DADOS ESTATÍSTICOS	13
4 RESULTADOS.....	21
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	28
REFERÊNCIAS	30
APÊNDICE	32

SINOPSE

Este trabalho propõe uma avaliação empírica do comportamento fiscal dos estados brasileiros, no período posterior à promulgação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) (2002-2012). Com base na mensuração de choques fiscais e nas estimativas de modelos de painel de dados dinâmicos para as principais categorias de receitas e despesas estaduais, foram evidenciados os seguintes resultados: *i*) a sustentabilidade do ajustamento fiscal na maior parte do período analisado, explicada pela relação positiva das receitas primárias estaduais com o nível de atividade econômica nacional; *ii*) a rigidez dos principais componentes das despesas primárias estaduais, predominantemente descritos por termos autorregressivos nas equações estimadas; *iii*) as receitas tributárias estaduais foram influenciadas positivamente pelo crescimento da participação do setor de serviços no produto, mas não apresentaram uma relação significativa com o crescimento da participação relativa ao setor industrial; e *iv*) a insensibilidade de receitas e despesas analisadas em relação aos desvios das metas anuais de *superavit* primário previstas nas leis orçamentárias estaduais, sugerindo o caráter moderado destas metas.

Palavras-chave: governos estaduais; regras fiscais; modelos de painel de dados dinâmicos.

ABSTRACT

This paper proposes an empirical evaluation of the Brazilian state governments' fiscal behavior in the period following the publication of Fiscal Responsibility Law (2002-2012). Measurement of fiscal shocks and estimations from dynamic panel data models of the states' main revenues and expenditures provided the following results: *i*) fiscal adjustments were sustainable in most part of the period and this can be explained by the positive relationship of state primaries revenues to the level of national economic activity; *ii*) the main components of the state primary spending proved rigid and were mainly described by autoregressive terms in the estimated equations; *iii*) states' tax revenues were positively impacted by growth in the share of the service sector in the product but did not show a significant relationship with growth in the share of the industrial sector; and *iv*) revenues and expenditures were not affected by deviations of the yearly primary surplus targets set in the state budget laws, suggesting the moderate character of these goals.

Keywords: state governments; fiscal rules; panel data – dynamic models.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo das últimas três décadas, importantes mudanças na legislação brasileira e no ambiente econômico afetaram a dinâmica das principais variáveis fiscais em estados e municípios. Em ordem cronológica, a primeira modificação relevante veio com a promulgação da Constituição Federal de 1988 (CF/1988), que promoveu um modelo de financiamento dos principais serviços públicos, com base na maior transferência de recursos financeiros da União para os entes locais. Assim, tal mudança deu início a uma política fiscal expansionista no âmbito daqueles entes, resultando na elevação de seus dispêndios. Uma segunda modificação ocorreu após a introdução do Plano Real em 1994. Com o alcance da estabilidade econômica em nível nacional, todos os entes de governo passaram a conviver com a perda de receitas inflacionárias e a impossibilidade de redução do valor real das despesas públicas. O agravamento da situação financeira na grande maioria dos estados levou o governo federal a refinar suas dívidas com base na Lei nº 9.496/1997. Em contrapartida, esta lei também estabeleceu um rígido programa de ajuste fiscal aos governos estaduais, com a definição de metas a serem alcançadas quanto aos níveis de endividamento, resultado primário, despesas de pessoal, arrecadação tributária, privatizações e investimentos.

No contexto das duas mudanças relatadas, alguns estudos buscaram avaliar empiricamente diferentes aspectos do comportamento fiscal dos estados brasileiros. Cossío (2002) caracterizou a postura destes entes durante o período 1985-1997, a partir de um indicador de impulso fiscal definido pela variação anual da diferença entre as receitas totais e as despesas primárias. Botelho (2002) investigou os principais determinantes econômicos, políticos e institucionais que condicionaram a qualidade do resultado primário de 1986 a 2000. Vasconcelos, Piancastelli e Miranda (2006) investigaram os determinantes da carga tributária estadual e o esforço de arrecadação desta carga no período 1986-1999. Rocha e Rocha (2008) examinaram a persistência das consolidações fiscais entre 1986 e 2001, procurando estabelecer quais características explicaram a probabilidade de os estados se manterem em situação de ajuste fiscal (medida pela elevação significativa no resultado primário), uma vez que já se encontravam nesta anteriormente.

A terceira e mais recente mudança que condicionou o comportamento fiscal de todos os entes governamentais brasileiros é atribuída à Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) (Lei Complementar nº 101/2000). Tendo como principais características a promoção da disciplina fiscal e a transparência da gestão pública, a LRF estabeleceu limites de endividamento e gastos para todos os entes, e a obrigatoriedade de

elaboração e publicação periódica de relatórios contábeis-fiscais de execução e gestão. Adicionalmente, a LRF atribuiu normas suplementares às principais leis do orçamento público (no caso, a Lei de Diretrizes Orçamentárias – LDO e a Lei Orçamentária Anual – LOA), que passaram a ser obrigatórias em todos os níveis de governo e visaram a uma maior consistência entre os objetivos da administração pública, o equilíbrio fiscal intertemporal e a execução orçamentária.¹

Diversos estudos empíricos avaliaram os efeitos da LRF sobre as principais variáveis fiscais dos governos subnacionais. A maioria das análises teve como objeto os municípios brasileiros,² o que pode ser justificado, na comparação com os estados, pelo maior número de observações disponíveis ao longo dos anos. Quanto à avaliação da influência da LRF sobre as finanças dos governos estaduais, apenas dois estudos foram observados. Barroso e Rocha (2004) verificaram redução do nível de endividamento em 2001 e 2002, em comparação ao período 1999-2000. Nakaguma e Bender (2006) evidenciaram aumento da receita tributária e redução das despesas totais dos estados ao longo do período 2000-2002, além de fortes contrações nas despesas de custeio e nas receitas e despesas de capital.

Dando continuidade ao esforço de mensuração de efeitos de regras e instituições sobre a dinâmica das principais variáveis fiscais nos estados brasileiros, este trabalho tem por objetivo avaliar empiricamente o comportamento fiscal dos referidos entes no período posterior à promulgação da LRF (2002-2012). A análise recorrerá a estimativas de modelos de painel de dados dinâmicos para as principais categorias de receitas e despesas estaduais, em que será permitido observar seus comportamentos em relação a diversas variáveis; entre elas, os choques fiscais. Estes choques são medidos pelos desvios do resultado primário em relação ao valor das suas metas anuais estabelecidas nas LDOs estaduais. A escolha do valor do resultado primário como referência para a representação dos choques pode ser justificada pela influência direta deste valor sobre outras variáveis fiscais, como o resultado nominal e o endividamento, além do fato de que seu acompanhamento pela LDO e pelos relatórios contábeis periódicos foi previsto na LRF. Assim, a referida medida busca captar com maior precisão como os estados têm ajustado suas receitas e seus gastos em vista de mudanças que não foram inicialmente previstas em seus orçamentos, e diante de uma das principais restrições impostas pela LRF.

1. Para uma descrição mais detalhada dos principais aspectos da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), ver a subseção 3.1 de Giuberti (2005).

2. Ver, entre outros, os trabalhos de Giuberti (2005), Menezes e Toneto Júnior (2006) e Santolin, Jayme Jr. e Reis (2009).

O trabalho está organizado em cinco seções, incluindo-se esta introdução. A seção 2 discute com mais detalhes a medida proposta para avaliar os choques fiscais e apresenta seus principais resultados de forma agregada nos estados para o período 2002-2012. A seção 3 descreve a metodologia, as variáveis e os dados estatísticos utilizados na estimativa das equações referentes às receitas e às despesas estaduais. Os resultados das estimativas são apresentados na seção 4. Por fim, a seção 5 é destinada às considerações finais.

2 AVALIANDO A OCORRÊNCIA DE CHOQUES FISCAIS NOS ESTADOS: COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS PRIMÁRIOS COM AS METAS ESTABELECIDAS NO ÂMBITO DA LRF (2002-2012)

Na etapa de construção da medida representativa dos choques fiscais nos estados, relacionada de alguma forma com as obrigações impostas pela LRF, adotou-se como base o trabalho de Poterba (1994). O autor, em uma análise dos estados americanos no contexto da crise fiscal do período 1988-1992, propõe a obtenção de medidas de choques, a partir do levantamento dos componentes inesperados de despesas e receitas, calculados pelas diferenças entre os valores realizados e inicialmente previstos destas grandezas nos orçamentos estaduais.³ Abordagem similar é seguida nos trabalhos de Lundberg (1997), Rattsø e Tovmo (2002) e Rattsø (2004), em análises relacionadas aos governos locais da Suécia, da Dinamarca e da Noruega, respectivamente.

Buscou-se uma medida análoga para o caso dos estados brasileiros. A LRF, em seu Artigo 4º, determinou a obrigatoriedade de se incluir na LDO de cada ente um conjunto de metas fiscais anuais (relativas a receitas, despesas, resultados nominal e primário, e ao montante da dívida pública) para os exercícios de referência e os dois subsequentes, bem como a avaliação do cumprimento das metas relativas ao ano anterior. Assim, a partir do acesso a estas informações e das avaliações quanto ao cumprimento das metas fiscais, divulgadas nas LDOs estaduais, tornou-se possível a obtenção da medida. A grandeza escolhida para representar os choques fiscais é calculada pela diferença entre os valores realizados e inicialmente previstos (meta) do resultado primário, sendo também obtida pela comparação entre valores realizados e previstos de receitas e despesas não financeiras

3. As medidas propostas também levaram em consideração as mudanças nos sistemas de gastos e de tributação observadas no decorrer dos anos fiscais, após o estabelecimento das previsões iniciais. Estas medidas foram construídas a partir das informações anuais divulgadas pela Associação Nacional dos Oficiais de Orçamentos Estaduais (Nasbo, na sigla original).

ou primárias. Entre as justificativas quanto à escolha do primário como referência para a representação dos choques, está a sua influência direta sobre outras variáveis fiscais, cujo controle também é previsto pela LRF, como o resultado nominal e o endividamento público. Além disso, o resultado primário também é considerado por outras importantes leis de natureza fiscal no Brasil (Lei nº 9.496/1997 e Portaria do Ministério da Fazenda (MF) nº 89/1997)⁴ como um parâmetro básico para a avaliação da situação financeira dos entes governamentais.

O esforço de levantamento das informações para a construção da medida, referente a cada um dos 27 estados brasileiros no período 2002-2012, envolveu buscas em *sites* das secretarias estaduais de fazenda e planejamento e das assembleias legislativas, bem como consultas a diários oficiais estaduais, sendo considerado satisfatório. Uma parte das informações não encontradas nas LDOs foi obtida nas LOAs estaduais e nos relatórios resumidos de execução orçamentária (RREOs), documentos de natureza contábil-fiscal que devem ser publicados periodicamente por todos os entes governamentais segundo normas estabelecidas pela LRF. Contudo, cabe mencionar uma relativa dificuldade no levantamento das informações sobre as metas fiscais de alguns estados nos anos iniciais da amostra (que não estavam reportadas nas suas LDOs), bem como para o estado do Rio Grande do Norte até 2007. A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas sumárias para o agregado dos estados em cada um dos anos do período considerado. Para analisar a relação das medidas propostas com o ciclo econômico, também foram reportadas as taxas de crescimento real do produto interno bruto (PIB) nacional em cada ano.

O principal fato evidenciado é a relação direta dos resultados primários estaduais com o ciclo econômico nacional. De forma geral, a maioria dos estados apresentou resultados acima da meta nos anos de maior crescimento do nível de atividade no país, como em 2004, 2007 e 2008, quando o PIB brasileiro cresceu a taxas reais superiores a 5% e mais de dois terços dos estados superaram a meta. Por sua vez, no período 2009-2012, marcado por um menor crescimento do PIB nacional (média anual de 2,7%), mais

4. A Portaria do Ministério da Fazenda (MF) no 89/1997, aparentemente complementar à Lei no 9.496/1997, propõe a classificação da situação financeira dos governos subnacionais em cinco categorias, a partir dos valores obtidos para o resultado primário e da comparação destes com os valores de todos os encargos das dívidas refinanciadas. Para mais detalhes, ver, por exemplo, Botelho (2002).

da metade dos estados obtiveram resultados abaixo da meta (a única exceção é 2011),⁵ sem contar que cinco estados estabeleceram metas negativas (*deficit* primários) em pelo menos dois anos desse último período.

TABELA 1
Estatísticas descritivas relativas aos desvios das metas de resultado, receitas e despesas primárias dos estados brasileiros (2002-2012)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Resultado primário (valor realizado – meta estabelecida)											
Média	0,6	0,3	0,7	1,2	0,3	0,8	1,1	-0,3	-0,2	0,7	-0,2
Desvio-padrão	2,1	1,0	2,5	3,2	2,1	1,9	1,7	2,4	0,8	1,5	1,9
Máximo	8,9	2,4	11,7	15,9	8,2	7,4	8,2	9,9	1,4	5,1	4,3
Mínimo	-1,2	-1,4	-2,2	-1,3	-3,9	-5,0	0,0	-3,8	-1,5	-1,1	-5,9
Positivo	11	12	18	18	10	23	26	8	11	18	11
Negativo	9	10	9	8	17	3	1	19	16	9	16
Receitas primárias (valor realizado – meta estabelecida)											
Média	3,2	1,2	1,4	2,0	1,6	1,6	2,7	0,9	0,8	1,5	0,8
Desvio-padrão	3,7	2,7	2,1	2,3	2,3	2,5	2,2	2,4	2,4	2,8	2,5
Máximo	12,0	7,4	7,0	8,4	6,0	7,9	11,0	9,8	5,8	12,9	9,9
Mínimo	-2,0	-5,0	-2,0	-1,3	-2,3	-1,3	0,5	-3,2	-4,7	-4,5	-5,8
Positivo	16	15	19	23	18	19	26	17	20	22	18
Negativo	4	7	5	3	8	7	0	10	7	5	9
Despesas primárias (valor realizado – meta estabelecida)											
Média	2,6	0,9	0,5	0,8	1,3	0,8	1,6	1,3	1,0	0,8	1,0
Desvio-padrão	3,3	3,0	3,2	2,3	2,2	2,5	1,8	3,1	2,6	2,1	3,4
Máximo	10,6	7,6	6,3	4,3	6,3	7,9	8,1	10,4	6,4	7,9	10,7
Mínimo	-3,1	-5,2	-10,0	-7,5	-2,3	-1,7	-2,5	-6,2	-6,1	-4,5	-10,1
Positivo	17	17	17	20	18	13	23	20	22	19	20
Negativo	3	5	7	6	8	13	3	7	5	8	7
Taxa de crescimento real anual do PIB nacional (% ao ano)											
Crescimento do PIB	2,7	1,1	5,7	3,2	4,0	6,1	5,2	-0,3	7,5	2,7	0,9

Elaboração do autor.

Fonte: Leis de diretrizes orçamentárias de todos os governos estaduais no período 2002-2012 – Anexos de metas fiscais; Leis Orçamentárias Anuais dos governos estaduais do Acre, do Amazonas e de Roraima (2002 e 2003), da Bahia e do Piauí (2003), e do Rio de Janeiro (2008); relatórios resumidos de execução orçamentária dos governos estaduais do Ceará (2002), de Goiás (2003 e 2005), do Rio de Janeiro (2002, 2004, 2006 e 2007), de Roraima (2002 a 2012) e de Sergipe (2004 e 2005) – Anexos VII; e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – Sistema de Contas Nacionais e Contas Regionais.

Obs.: 1. Os valores de médias, desvios-padrão, máximos e mínimos são referentes a valores medidos em porcentagem dos PIBs estaduais para cada ano. Positivo (negativo) representa o número de estados com valor realizado acima (abaixo) da meta especificada na LDO.

2. No caso dos seguintes anos, não foi possível obter os valores das metas de receitas e despesas primárias para os seguintes estados: 2002 (Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Sergipe); 2003 (Espírito Santo, Mato Grosso do Sul, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe); 2004 (Rio de Janeiro, Rondônia e Sergipe); 2005 (Rio Grande do Norte); 2006 (Rio de Janeiro); 2007 (Rio Grande do Norte); e 2008 (Rio de Janeiro).

3. No caso dos seguintes anos, não foi possível obter os valores das metas de resultado primário para os seguintes estados: 2002 (Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Sergipe); 2003 (Espírito Santo, Mato Grosso do Sul, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe); 2005 (Rio Grande do Norte); e 2007 (Rio Grande do Norte).

5. Com base apenas nos valores dos desvios dos resultados primários em relação às metas e do crescimento do PIB nacional, 2010 e 2011 não parecem corroborar a hipótese de relação direta do primário com o ciclo. Contudo, uma possível explicação para o desempenho fiscal dos estados nesses anos pode ser o crescimento da economia nacional nos anos imediatamente anteriores (-0,3% em 2009 e 7,5% em 2010). Isto também vale para explicar o desempenho dos primários estaduais em 2005.

A relação do desempenho dos resultados primários estaduais com o ciclo pode ser atribuída em grande parte ao comportamento das receitas primárias,⁶ relativamente mais sensíveis às mudanças observadas na atividade econômica. Tais receitas apresentaram uma relativa piora a partir de 2009 (na média, ainda se mantiveram acima das metas, mas com valores menores para os desvios em comparação ao período 2002-2008), enquanto os choques nas despesas primárias,⁷ talvez pela natureza mais rígida dos principais componentes dos gastos, se mantiveram mais estáveis. Assim, a piora no desempenho fiscal constatada nos últimos quatro anos do período analisado ocorreu pela queda do componente inesperado positivo das receitas primárias, relativamente mais afetado pelo nível de atividade.

As evidências obtidas apontam algumas diferenças em relação ao comportamento fiscal dos estados no período anterior à LRF. Cossío (2002) verificou empiricamente que os estados utilizaram a despesa primária como principal instrumento de promoção de contrações e expansões fiscais no período 1985-1997. Assim, os episódios de expansão forte foram caracterizados por aumentos de despesa primária e as contrações fortes por reduções desta. Quanto aos episódios de melhora na postura fiscal, caracterizados em Rocha e Rocha (2008), como aqueles anos em que o resultado primário teve aumento igual ou superior a 0,5% do PIB estadual em relação ao ano anterior, estes autores evidenciaram que a maioria (61,5%) teve duração de somente um ano durante o período 1986-2001, tendo sido rapidamente revertidos. As informações da tabela 1 sugerem que os ajustamentos fiscais dos estados foram relativamente mais sustentáveis no período 2002-2008.

Um segundo aspecto evidenciado a partir da tabela 1 foi a predominância de valores positivos para os desvios das metas de receitas e despesas primárias, com a obtenção de médias positivas para estes desvios em todos os anos. Tal fato sugere que, em geral, o estabelecimento das metas fiscais na LDO, realizados pelos próprios estados a partir de parâmetros projetados de crescimento e inflação, é predominantemente moderado e tem subestimado, sobretudo, o desempenho das receitas primárias. Assim, o desempenho destas receitas tem superado as metas estabelecidas na maioria dos estados, mesmo em anos

6. A receita primária de um ente governamental pode ser entendida como a receita orçamentária arrecadada deduzida dos seguintes componentes: operações de crédito; receitas de privatização; receitas decorrentes da anulação de restos a pagar; e receitas provenientes de rendimentos de aplicações financeiras e da amortização de empréstimos.

7. A despesa primária pode ser entendida como a despesa total menos as deduções com: amortização e encargos das dívidas interna e externa; aquisição de títulos de capital já integralizado; concessão de empréstimos; e anulação de restos a pagar inscritos em exercícios anteriores.

de baixo crescimento da atividade econômica nacional. As despesas primárias também superaram constantemente suas metas, embora não o suficiente para afetar o cumprimento das metas de resultado primário na maioria dos anos considerados.

Uma vez apurada a medida de choque fiscal, a próxima etapa será a investigação empírica do comportamento das principais receitas e despesas estaduais em relação a um conjunto de variáveis explicativas, entre as quais os choques mensurados.

3 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES EMPÍRICAS, VARIÁVEIS UTILIZADAS E DADOS ESTATÍSTICOS

Na formulação das equações empíricas, buscou-se relacionar a dinâmica das principais categorias de receitas e despesas estaduais com as condições econômicas e políticas locais e a medida de choque obtida. Assim, foi inicialmente considerada a seguinte especificação para as equações a serem estimadas:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta' X_{it} + \gamma \text{Choque}_{i,t-1} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}; |\alpha| < 1, \quad (1)$$

em que: y_{it} representa uma determinada categoria de receita ou despesa pública do estado $i = 1, \dots, 27$ no ano $t = 2003, \dots, 2012$; X_{it} é um vetor com valores correntes e defasados referentes a variáveis econômicas e políticas; $\text{Choque}_{i,t-1}$ é o valor do desvio do resultado primário em relação a sua meta no ano imediatamente anterior a t ; η_i representa o efeito não observado (invariante no tempo) específico de cada um dos estados; λ_t representa o efeito específico no tempo e comum a todos os estados; e ε_{it} é o componente do erro, tal que $E(\varepsilon_{it}) = 0$ e admitido como não correlacionado entre os estados.

A inclusão da variável dependente defasada entre os regressores da equação (1) atribui a esta um caráter de painel de dados dinâmico.⁸ Mesmo que não seja de interesse direto, a consideração da dinâmica do processo pode ser fundamental para a obtenção de estimativas consistentes de todos os parâmetros. Além disso, como será discutido logo adiante, os métodos de estimativa desenvolvidos para modelos de painel dinâmicos

8. Caso a especificação com uma defasagem não se mostre adequada, a equação (1) poderá incluir defasagens adicionais da variável dependente. A discussão seguinte pode ser estendida de maneira óbvia para ordens autorregressivas maiores que 1.

podem ser empregados na ausência de variáveis explicativas e instrumentos estritamente exógenos, com extensão para modelos com variáveis predeterminadas e endógenas.

A maneira mais usual de se evitar o problema de estimativas inconsistentes para os parâmetros da equação (1) é pela transformação das variáveis em primeiras diferenças, eliminando-se os efeitos individuais η_i . Estes, quando admitidos como aleatórios (e tais que $E(\eta_i) = E(\varepsilon_{it} \eta_i) = 0$), farão parte do termo de erro de (1) e estarão correlacionados com a variável dependente defasada, sendo a causa da inconsistência.⁹ A equação (1) em primeiras diferenças assumirá, então, a seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \beta' \Delta X_{it} + \gamma \Delta \text{Choque}_{i,t-1} + \Delta \lambda_t + \Delta \varepsilon_{it}; \quad i = 1, 2, \dots, 27; t = 2004, \dots, 2012. \quad (2)$$

A aplicação do método dos momentos generalizados (conhecido pela sigla em inglês GMM) em modelos de painel dinâmico em primeiras diferenças, proposta inicialmente nos trabalhos de Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e Arellano e Bond (1991), buscou fornecer um instrumental adequado para a obtenção de estimativas consistentes. Supondo que $t = 2, \dots, T$ em (1), o método consiste no uso de $y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,T-2}$ como respectivos instrumentos para $\Delta y_{i2}, \Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{i,T-1}$ em (2), com o número de instrumentos começando em y_{i1} e aumentando em uma unidade a cada período de tempo. As condições de momento impõem que os instrumentos não sejam correlacionados com o termo de erro $\Delta \varepsilon_{it}$. Ou seja:

$$E(y_{i,t-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T \text{ e } 2 \leq s < t. \quad (3)$$

Quanto ao conjunto das variáveis explicativas, distintas condições de momento podem ser impostas dependendo do que for assumido sobre a correlação destas variáveis com η_i e ε_{it} em (1). No caso em análise, assumindo que a variável do choque fiscal defasado é predeterminada em relação a ε_{it} (ou seja, $\text{Choque}_{i,t-1}$ seria correlacionada apenas com os termos passados $\varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-2}, \dots$) e que o vetor X_{it} seja constituído apenas por variáveis estritamente exógenas a ε_{it} (isto é, X_{it} não é correlacionado com os termos passados, presente e futuros de ε_{it}), sendo todas as variáveis explicativas correlacionadas com η_i , teremos as seguintes condições de momento adicionais válidas para a obtenção das estimativas dos parâmetros da equação (2):

9. Para uma discussão mais detalhada sobre esse ponto, ver, por exemplo, a seção 2 de Bond (2002).

$$E(\text{Choque}_{i,t-s} \Delta \varepsilon_i) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T \text{ e } 2 \leq s < t. \quad (4)$$

$$E(X_{i,t-s} \Delta \varepsilon_i) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T \text{ e } 0 \leq s < t. \quad (5)$$

A validade de cada uma das condições (3) a (5), em cada unidade i , requer: a ausência de autocorrelação em ε_{it} ; e que as condições iniciais y_{i1} , Choque_{i1} e X_{i1} não sejam correlacionadas com os termos de ε_{it} para $t = 2, 3, \dots, T$. A presença de autocorrelação no modelo como um todo será avaliada pelo teste proposto em Arellano e Bond (1991) para os resíduos da equação (2). Assim, para a validade das condições de momento, espera-se a ausência de autocorrelação de segunda ordem em $\Delta \hat{\varepsilon}_i$, uma vez que (por construção) sempre haverá autocorrelação de primeira ordem neste termo.

As condições (3) a (5) impõem restrições suficientes para identificar e estimar todos os parâmetros da equação (2) quando $T = 3$. No caso em que $T > 3$, o modelo estará sobreidentificado, pois apresentará mais condições de momento (e instrumentos) do que parâmetros. Nesta situação, a validade conjunta das condições de momento sobreidentificadoras poderá ser verificada pelos testes empíricos propostos em Sargan (1958) ou Hansen (1982).¹⁰

Contudo, o estimador GMM em diferenças não está completamente livre de problemas. Como demonstrado formalmente em Blundell e Bond (1998), as séries utilizadas como instrumentos se tornam fracamente correlacionadas com suas primeiras diferenças (ou menos informativas) em dois casos: quando estas séries forem persistentes no tempo (por exemplo, quando o termo autorregressivo α , na equação (1), tem valor em módulo próximo de 1); ou quando a variância de η_i for grande em relação à variância de ε_{it} . Nestas situações, comuns quando T for pequeno, o estimador GMM em diferenças estará sujeito a um viés para baixo e terá baixa precisão.

Visando corrigir o referido problema, o estimador GMM estendido ou sistêmico foi proposto nos trabalhos de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Este método sugere a estimativa dos parâmetros a partir do sistema formado pelas equações em diferença e em nível (como em (2) e (1), por exemplo), incorporando ao GMM em

10. Nas estimativas por GMM em modelos de painel dinâmico, os testes de Sargan e Hansen possuem a mesma hipótese nula, referente à validade conjunta das condições de momento sobreidentificadoras. A estatística-teste segue uma distribuição qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de condições sobreidentificadoras. O teste de Sargan é mais restrito, pois requer que os resíduos do modelo estimado sejam homocedásticos. Para mais detalhes, ver Roodman (2009b).

diferenças as condições de momento obtidas a partir da equação em nível. Esta última tem como instrumentos as defasagens das primeiras diferenças. Assim, assumindo que as primeiras diferenças das variáveis dependente e explicativas não são correlacionadas com os efeitos específicos η_i , as condições de momento referentes à equação em nível (1) são representadas da seguinte maneira:

$$E(\varepsilon_i \Delta y_{i,t-1}) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T. \quad (6)$$

$$E(\varepsilon_i \Delta \text{Choque}_{i,t-1}) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T. \quad (7)$$

$$E(\varepsilon_i \Delta X_i) = 0; \text{ para } t = 3, \dots, T. \quad (8)$$

Novamente, a validade de cada uma das condições (6) a (8) requer a ausência de correlação serial em ε_i dentro de cada unidade i . A validade conjunta das condições acima no GMM sistêmico poderá ser verificada pelos testes de Sargan ou Hansen em diferença.¹¹

Em vista do exposto, no contexto dos modelos de painel dinâmicos com um grande número de unidades observadas durante um número relativamente pequeno de períodos, a decisão pela utilização dos estimadores GMM em diferenças ou sistêmico deverá atentar, portanto, para as características das séries utilizadas quanto à persistência temporal. Caso estas sejam persistentes no tempo, as defasagens das primeiras diferenças podem ter maior poder preditivo sobre as variáveis da equação em nível, na comparação com o poder preditivo dos instrumentos da equação em diferenças. Portanto, as informações sobre a persistência temporal se tornam fundamentais para a identificação dos parâmetros de interesse e quanto às propriedades de amostra finita dos estimadores GMM, apesar de tais informações não serem importantes para as propriedades assintóticas destes.

A escolha das variáveis dependentes para as equações de receitas e despesas estaduais foi feita a partir da classificação orçamentária destes dois grupos por categoria econômica. No grupo das receitas correntes, foram escolhidas as receitas tributárias (cujos principais componentes são o Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços – ICMS e o Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores – IPVA) e as receitas de transferências (provenientes da União, de fundos nacionais de desenvolvimento,

11. Nesse caso, a estatística-teste segue uma distribuição qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de condições de momento (ou de instrumentos) acrescentados para a equação em nível. Ver Roodman (2009b) para mais detalhes.

de instituições privadas e de convênios). Segundo os dados divulgados pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) na base Execução Orçamentária dos Estados (EOE), estas duas receitas responderam juntas, em média, por 88% das receitas correntes e 84% das receitas totais dos estados no período 2002-2012. Optou-se por não considerar o grupo das receitas de capital pelo fato de estas terem respondido por uma pequena parte das receitas totais dos estados nesse período (4% em média), além de uma parcela considerável dos seus componentes não entrar no cálculo da receita primária.¹²

No grupo das despesas estaduais, foram considerados os gastos com pessoal (ativo e inativo), os investimentos e as outras despesas correntes (este último grupo inclui, entre outras, as despesas com: transferências a instituições públicas e privadas; contratação de serviços temporários; pagamentos de benefícios sociais e assistenciais; pagamentos de diárias ao pessoal efetivo; e material de consumo). Estes três grupos foram os principais componentes da despesa primária e responderam juntos, em média, por 91% das despesas totais dos estados no período 2002-2012, segundo os dados da EOE.

As categorias escolhidas para a análise da dinâmica de receitas e despesas estaduais foram consideradas individualmente, constituindo ao todo um conjunto de duas equações a serem estimadas para as receitas e três para as despesas.

A escolha das variáveis econômicas e políticas que compõem o vetor X_{it} teve como referência os estudos empíricos que avaliaram o esforço e o comportamento fiscal dos estados brasileiros no período anterior à LRF.¹³ Assim, nas equações das receitas, foram consideradas as variáveis relativas às participações dos setores industrial e de serviços no produto estadual, que apresentaram efeitos positivos e estatisticamente significativos sobre a carga tributária, na análise empírica de Vasconcelos, Piancastelli e Miranda (2006). Outra variável incluída foi o tamanho da população, por ter apresentado efeitos positivos e significativos nas estimativas sobre a arrecadação tributária e o gasto total estadual realizadas em Cossío (1998), para o período 1970-1990.

12. Os referidos componentes são as receitas provenientes de contratações de operações de crédito, alienações de bens e amortizações de empréstimos. Ver a nota de rodapé número 6.

13. Em geral, os estudos empíricos que consideraram os períodos imediatamente anteriores e posteriores à publicação da LRF deram pouca ênfase às variáveis de natureza econômica (e sem o caráter fiscal ou eleitoral) como explicativas do comportamento fiscal dos estados. Em Barroso e Rocha (2004), o endividamento estadual foi modelado em função do *deficit* nominal e das receitas próprias. Em Nakaguma e Bender (2006), foram consideradas três *dummies* referentes ao ciclo eleitoral, uma *dummy* representativa da emenda da reeleição e a taxa de variação do PIB nacional como variáveis explicativas.

Quanto à escolha das variáveis de caráter político-eleitoral, tomou-se como base os indicadores utilizados por Cossío (2002) para avaliar empiricamente o comportamento da despesa primária estadual. O autor verificou que esta despesa foi positivamente influenciada pelo ciclo eleitoral (sendo em média 20% maior em anos de eleições estaduais) e pela maior fragmentação do sistema partidário (medida pela dispersão dos votos por partido) nas eleições para as assembleias legislativas estaduais (ALEs). Por outro lado, as despesas primárias tenderam a diminuir com o aumento da participação populacional nas eleições e com a coincidência partidária entre as administrações federal e estadual. Contudo, os indicadores relativos ao ciclo eleitoral e à coincidência partidária foram medidos a partir de *dummies* binárias, ao longo dos anos no referido estudo. Assim, para este estudo, optou-se por não considerá-las nas equações das despesas devido à colinearidade perfeita destas com as *dummies* temporais que serão utilizadas nas estimativas para captar os efeitos específicos dos anos.¹⁴ Optou-se ainda por considerar uma variável relativa à competitividade na eleição para a ALE, que não se mostrou estatisticamente significativa em Cossío (2002).

Os dados estatísticos relativos às receitas e às despesas dos estados brasileiros entre 2002 e 2012 foram coletados na EOE e nos RREOs, que podem ser consideradas fontes complementares. A EOE se baseia nos dados contábeis publicados pelos estados em seus balanços anuais, enquanto os RREOs são documentos com informações bimestrais apresentadas por todos os entes governamentais da Federação brasileira, segundo normas estabelecidas pela LRF. A responsabilidade pela divulgação de ambos é da STN.

Cabe ressaltar que os dados fiscais extraídos das referidas fontes possuem algumas particularidades às quais se deve atentar para a obtenção dos valores mais adequados com o objetivo deste trabalho. No caso das receitas estaduais, importantes componentes das receitas tributárias e de transferências têm uma parcela de seus valores deduzidos para o financiamento dos recursos do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica (Fundeb) e para a formação da cota-parte municipal (parcela da receita que é repassada aos governos municipais). Embora estas deduções sejam contabilizadas no cálculo do resultado primário dos estados, optou-se por considerar os valores brutos das receitas tributárias visando uma medida mais acurada do esforço arrecadatório. Para o

14. Ver o primeiro parágrafo da seção 4.

caso das receitas de transferências, também se seguiu este critério. Assim, as informações procedentes da EOE foram priorizadas. Contudo, o cruzamento destas com as informações dos RREOs permitiu a realização de ajustes nos dados contábeis de alguns estados, que alteraram os valores da receita tributária para alguns anos. A tabela A.1 (apêndice) apresenta os ajustes efetuados.

No caso da despesa pública brasileira, os valores contábeis podem diferir para determinadas categorias orçamentárias de acordo com a fase em que esta se encontra. Segundo a Lei nº 4.320/1964, que tem normatizado a execução orçamentária no Brasil, são definidas as seguintes etapas: *i*) empenho, quando a despesa é autorizada pelo ente; *ii*) liquidação, quando a autoridade pública reconhece a obrigação de pagamento mediante a comprovação de entrega do produto ou prestação do serviço; e *iii*) pagamento, que corresponde ao recebimento pelo credor e à extinção da obrigação por parte do ente. Como os valores contábeis das despesas pagas estão divulgados na EOE apenas a partir de 2009, priorizaram-se os valores liquidados em relação aos empenhados para os dados referentes às três categorias analisadas da despesa estadual. Buscou-se, assim, na medida do possível e por meio da comparação entre as informações provenientes da EOE e dos RREOs para um mesmo estado em um mesmo ano, a obtenção dos valores liquidados.

Todos os dados fiscais com valores divulgados em reais correntes nas suas fontes (incluindo a medida de choque utilizada) foram considerados nas equações em porcentagem do PIB estadual. Os dados dos PIBs em valores correntes foram obtidos nas Contas Regionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o período 2002-2011. Os valores nominais dos PIBs para 2012 foram estimados com base nas variações entre esse ano e 2011 dos seguintes indicadores: índice de atividade econômica regional, divulgado pelo Banco Central do Brasil (BCB) para treze dos 27 estados;¹⁵ índice de atividade econômica do BCB (IBC-Br), para os demais estados; e o deflator implícito do PIB nacional (divulgado pelo IBGE).

15. Esses estados são: Amazonas, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Pará, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. Como medida do valor anual, foi utilizada a média do valor do Índice de Produção Física Industrial nos doze meses do ano.

Os dados estatísticos referentes às participações dos setores industrial e de serviços no produto estadual também foram coletados nas contas regionais do IBGE para o período 2002-2011. Os valores para a participação do setor industrial em 2012 foram estimados com base na variação do índice de produção física industrial (IBGE)¹⁶ e no crescimento real estimado (medidos pelo índice de atividade econômica regional e pelo IBC-Br) para 2012. Já os valores para a participação do setor de serviços nesse ano foram estimados com base na variação do índice da receita nominal de serviço, divulgado na Pesquisa Mensal de Serviços (IBGE) para todos os estados, e nas taxas de crescimento nominal estimadas para os PIBs estaduais em 2012.

Os dados para as populações estaduais foram coletados no *site* Ipeadata e são referentes às estimativas do IBGE para o número de habitantes residentes em 1º de julho de cada ano civil. Os valores da população foram considerados em logaritmos neperianos nas equações estimadas.

Os dados estatísticos relativos às três variáveis de caráter político-eleitoral utilizadas nas equações das despesas foram obtidos no *site* do Tribunal Superior Eleitoral (TSE).¹⁷ A participação da população nos pleitos eleitorais estaduais foi medida pela razão entre o número de votantes e o número total de eleitores em cada pleito. O grau de competitividade na eleição foi avaliado pela razão entre o número de candidatos ao cargo de deputado estadual e o número de vagas na ALE. A fragmentação partidária foi mensurada pelo inverso do índice de concentração de Herfindahl-Hirschman referente à proporção de votos por partido na ALE. Ou seja, pela expressão $F = 1 / \sum_j v_{jt}^2$, em que v_{jt} representa a proporção de votos para o cargo de deputado estadual que o partido j recebeu na eleição do ano t . Assim, quanto maior F , maior será a fragmentação.

16. O índice do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) é divulgado para os mesmos treze estados cobertos pelo Índice de Atividade Regional (nota de rodapé número 15) e em nível nacional (utilizado para o cálculo da participação do setor industrial nos demais estados). Novamente, foi utilizada a média do valor do índice nos doze meses do ano, como referência anual.

17. As variáveis de caráter político-eleitoral consideradas apresentam valores constantes entre os pleitos eleitorais de 2002, 2006 e 2010. Como estas eleições ocorreram no fim do segundo semestre, optou-se por considerar um novo valor para as variáveis apenas a partir dos anos seguintes (2003, 2007 e 2011).

4 RESULTADOS

Na obtenção das estimativas, os efeitos específicos no tempo e representados pela variável λ_t foram admitidos como não aleatórios, sendo considerados pela inclusão de variáveis *dummies* anuais nas equações. Segundo Roodman (2009b), este procedimento contribui para a remoção de choques universais temporais, prevenindo a correlação contemporânea entre os resíduos das distintas unidades.

Outro importante aspecto considerado foi a quantidade de instrumentos utilizada nas estimativas por GMM, uma vez que a tendência é seu crescimento de forma quadrática em relação ao número de períodos temporais.¹⁸ Como a quantidade de unidades analisadas (estados brasileiros) é relativamente pequena, a utilização de um número muito elevado de instrumentos evidenciou alguns dos problemas apontados em Roodman (2009a). Entre eles, o cálculo impreciso da matriz de ponderação ótima, que é fundamental para a obtenção do estimador GMM em dois passos assintoticamente eficiente, e a baixa efetividade dos testes de Hansen e de Hansen em diferenças, que tenderam a valores das estatísticas-teste muito baixos. Assim, utilizou-se o procedimento de considerar os instrumentos originais em subconjuntos, também conhecido como colapso dos blocos da matriz convencional de instrumentos (Roodman, 2009a). Por exemplo, na equação (3), ao invés das distintas condições de momento $E(y_{i,t-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0$, para $t = 3, \dots, T$ e $2 \leq s < t$, teríamos: $\sum_{t=3}^T y_{i,t-2} \Delta \varepsilon_{it} = 0$; $\sum_{t=4}^T y_{i,t-3} \Delta \varepsilon_{it} = 0$; ... e $y_{i,1} \Delta \varepsilon_{iT} = 0$, para $t = T$, de forma que haverá apenas um instrumento associado a cada defasagem s (a extensão para as demais condições de momento apresentadas na seção anterior é análoga). Este procedimento tem o mérito de tornar o crescimento do número de instrumentos linear em T sem descartar defasagens.

Nos modelos de painel dinâmico, pelo fato de os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) e de efeitos fixos relativos ao termo autorregressivo de ordem 1 serem viesados em direções opostas (Bond, 2002), optou-se por acrescentar estas duas estimativas em todas as equações consideradas como um guia útil. Assim, espera-se que uma estimativa

18. Por exemplo, no caso do modelo AR(1) em que não há variáveis explicativas, o número de condições de momento (e instrumentos) para a estimativa por GMM em diferenças é igual a $(T-1)(T-2)/2$, em que T é o número de períodos temporais. Ver, por exemplo, Blundell e Bond (1998) e Roodman (2009a).

consistente por GMM se situe entre estes dois extremos. Todos os resultados obtidos por GMM fizeram uso do estimador de dois passos com a correção de amostra finita proposta em Windmeijer (2005) para o viés nos erros-padrão.¹⁹

A etapa inicial da análise econométrica consistiu na verificação quanto à persistência temporal das séries referentes às variáveis dependentes das equações de receitas e despesas estaduais. As tabelas de A.2 a A.6 (apêndice) apresentam os resultados das estimativas dos modelos autorregressivos. Em todos os casos, há evidências de que as séries consideradas para as receitas e as despesas são persistentes no tempo, com estimativas por GMM sistêmico dos termos autorregressivos superiores a 0,6. Ademais, as estimativas dos coeficientes por GMM em diferenças parecem indicar a presença de um viés para baixo (valores inferiores aos obtidos nas estimativas por efeitos fixos em quatro das cinco variáveis consideradas) e com os erros-padrão superiores àqueles obtidos pelo GMM sistêmico, sugerindo um ganho no poder preditivo dos instrumentos, com a inclusão das condições de momento referentes à equação em nível.

Na etapa das estimativas de equações de receitas e despesas por GMM sistêmico, as variáveis referentes ao tamanho da população e às participações dos setores industrial e de serviços apresentaram coeficientes relativamente próximos e com sinais contrários nos períodos t e $t-1$, para a maioria dos casos. Assim, visando reduzir o número de regressores e identificar o efeito temporal líquido, optou-se por considerar as primeiras diferenças destas variáveis nas equações estimadas. Em todas as estimativas por GMM reportadas nas tabelas a seguir, os resultados dos testes de autocorrelação e de Hansen indicaram propriedades desejáveis para os resíduos obtidos e os instrumentos utilizados. Além disso, as estimativas dos termos autorregressivos de primeira ordem se situaram entre os limites estabelecidos pelas estimativas por MQO (superior) e efeitos fixos (inferior). Portanto, apesar de a maioria das variáveis explicativas consideradas não ter se mostrado significativo do ponto de vista estatístico, os resultados indicam especificações razoavelmente adequadas para a dinâmica das principais receitas e despesas estaduais no período considerado.

19. As estimativas foram realizadas com o uso do *software* Stata, versão 11, e do comando *xtabond2*. Para mais detalhes sobre este último, ver Roodman (2009b).

TABELA 2
Resultados das estimativas do modelo para as receitas tributárias estaduais

Receitas tributárias	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM sistêmico (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos) Decomposição do choque no resultado primário
Receitas tributárias (t-1)	0,9586* (0,0182)	0,5279* (0,0791)	0,7579* (0,2553)	0,8823* (0,2074)
$\Delta \ln$ População	0,9917 (1,6615)	-0,2888 (1,4593)	-1,2372 (2,4952)	-0,6492 (2,5555)
Δ Participação da indústria no PIB	-0,0247 (0,0201)	-0,0264 (0,0211)	-0,0017 (0,0263)	-0,0176 (0,0244)
Δ Participação dos serviços no PIB	0,0772* (0,0186)	0,0533* (0,0189)	0,0744* (0,0230)	0,0833* (0,0245)
Choque no resultado primário (t-1)	-0,0093 (0,0130)	-0,0200 (0,0125)	-0,0531 (0,1497)	- -
Choque nas receitas primárias (t-1)	- -	- -	- -	0,0067 (0,0801)
Choque nas despesas primárias (t-1)	- -	- -	- -	0,0118 (0,0613)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,019	0,003
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,922	0,796
Instrumentos para as variáveis endógena e predeterminada	-	-	Receitas tributárias – choque no resultado primário	Receitas tributárias – choque na receita primária
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 5	2 a 5
Número total de instrumentos	-	-	23	24
Teste de Hansen	-	-	0,624	0,501
Teste de Hansen em diferenças	-	-	0,610	0,509

Elaboração do autor.

Nota: *Significância estatística em nível de 1%.

Obs.: 1. Vinte e sete estados no período 2003-2012, em todas as estimativas.

2. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante em todas as estimativas. Por não terem se mostrado significativos do ponto de vista estatístico nas estimativas por GMM, estes coeficientes não foram reportados.

3. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

4. Estimativas por efeitos fixos e GMM com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

5. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-p das estatísticas-teste calculadas.

6. O teste de Hansen em diferença é referente à validade das condições de momento utilizadas na equação em nível do GMM sistêmico.

As estimativas referentes à equação das receitas tributárias estão apresentadas na tabela 2. As duas primeiras colunas de resultados referem-se às estimativas (viesadas) obtidas por MQO e efeitos fixos. A terceira e quarta colunas apresentam as estimativas por GMM sistêmico, sendo que na última o choque no resultado primário foi decomposto em choques nas receitas e despesas primárias. O termo autorregressivo de primeira ordem e o crescimento da participação do setor de serviços no produto estadual foram as únicas variáveis cujos coeficientes se mostraram estatisticamente significativos (em nível de 1%), sendo ambos com o sinal positivo. Os coeficientes negativos e não significativos relativos à participação do setor industrial sugerem a baixa influência deste setor na determinação dos tributos estaduais ao longo do período analisado, sendo uma evidência

de mudança em relação ao período anterior à LRF. A variável relativa ao choque no resultado primário, bem como sua decomposição em choques nas receitas e despesas primárias, também não apresentou significância na determinação do comportamento das receitas tributárias.

As demais tabelas desta seção seguem a mesma estrutura de apresentação da tabela 2. Nas estimativas para a equação das receitas de transferências, cujos resultados são apresentados na tabela 3, apenas os coeficientes dos termos autorregressivos (de ordens 1 e 3) e do crescimento populacional se mostraram estatisticamente significativos. O coeficiente positivo deste último pode ser justificado pela influência direta do tamanho da população estadual sobre os principais componentes destas receitas, como é o caso das transferências do Fundo de Participação dos Estados (FPE), do Fundeb e do Sistema Único de Saúde (SUS). Por outro lado, os resultados empíricos também indicam que as receitas de transferências não dependeram do crescimento do nível de atividade nos setores industrial e de serviços, o que já era esperado, e dos choques no resultado primário e em seus componentes.

As evidências obtidas com as estimativas das equações das receitas tributárias e de transferências contribuem para melhor explicar o comportamento das receitas primárias estaduais verificado na seção 2. Assim, sua relação com o nível de atividade econômica pode ser atribuída em grande parte à influência positiva do crescimento relativo do setor de serviços sobre as receitas tributárias no período considerado. Por outro lado, a não significância estatística dos coeficientes dos choques fiscais sugere que o estabelecimento das metas de primário nas LDOs estaduais não tem sido uma restrição capaz de influenciar o comportamento das principais receitas, confirmando o caráter moderado destas metas.

As estimativas obtidas para as três principais categorias de despesas estaduais, apresentadas nas tabelas 4, 5 e 6, indicaram a predominância dos termos autorregressivos na determinação do comportamento destas categorias. Assim como no caso das equações para as receitas, as variáveis referentes aos choques no resultado primário e em seus componentes não se mostraram significativas nas estimativas válidas. Tais evidências confirmam a natureza rígida da despesa primária estadual durante o período analisado (seção 2).

Entre as variáveis de caráter político-eleitoral consideradas, a única que se mostrou significativa na determinação das despesas estaduais foi a medida da competitividade eleitoral nas equações para os gastos com pessoal (tabela 4). Seu coeficiente negativo indica que o aumento da disputa por vagas nas eleições para as ALEs foi um fator que contribuiu para maior controle deste grupo de despesas. Há também indícios de que as despesas de investimento estaduais foram influenciadas pelos ciclos eleitorais mais recentes, com reduções

significativas nos anos (pós-eleitorais) de 2007 e 2011 e aumento em 2010.²⁰ Contudo, no aspecto da significância do grupo de variáveis político-eleitorais diretamente consideradas, pode-se dizer que as evidências encontradas foram em grande parte contrárias aos resultados obtidos por Cossío (2002), sugerindo mudanças nos determinantes políticos das despesas estaduais em relação ao período anterior à LRF.

TABELA 3
Resultados das estimativas do modelo para as receitas de transferências estaduais

Receitas de transferências	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM sistêmico (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos) Decomposição do choque no resultado primário
Receitas de transferências (t-1)	0,6266*** (0,0606)	0,1400** (0,0515)	0,6179*** (0,0889)	0,5973*** (0,1011)
Receitas de transferências (t-2)	0,0797 (0,0739)	-0,1147 (0,0899)	0,1184 (0,1618)	0,0741 (0,1024)
Receitas de transferências (t-3)	0,2960*** (0,0543)	0,0221 (0,0329)	0,2576*** (0,0874)	0,3362*** (0,0890)
$\Delta \ln$ População	10,5222*** (3,5708)	8,2026** (3,8018)	16,2360* (8,2330)	12,3064 (8,9822)
Δ Participação da indústria no PIB	-0,0061 (0,0445)	-0,0045 (0,0410)	-0,0028 (0,0622)	-0,0193 (0,0382)
Δ Participação dos serviços no PIB	0,0311 (0,0406)	0,0067 (0,0391)	0,0334 (0,0503)	0,0555 (0,0342)
Choque no resultado primário (t-1)	0,0321 (0,0293)	0,0627 (0,0428)	0,0796 (0,0638)	- -
Choque nas receitas primárias (t-1)	- -	- -	- -	0,0965 (0,1612)
Choque nas despesas primárias (t-1)	- -	- -	- -	-0,1007 (0,1048)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,030	0,054
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,451	0,151
Instrumentos para as variáveis endógena e predeterminada	-	-	Receitas de transferências – choque no resultado primário	Receitas de transferências – choque na receita primária
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 8	2 a 7
Número total de instrumentos	-	-	27	26
Teste de Hansen	-	-	0,145	0,199
Teste de Hansen em diferenças	-	-	0,731	0,558

Elaboração do autor.

Notas: *Significância estatística em nível de 10%.

**Significância estatística em nível de 5%.

***Significância estatística em nível de 1%.

Obs.: 1. Vinte e sete estados no período 2005-2012, em todas as estimativas.

2. Estimativas com números menores de instrumentos apresentaram valores-p inferiores a 10%, nos testes de Hansen e Hansen em diferenças.

3. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante em todas as estimativas (não reportadas). As primeiras se mostraram estatisticamente significativas nas estimativas por GMM em 2009 e 2012 (coeficientes negativos nos dois anos).

4. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

5. Estimativas por efeitos fixos e GMM com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

6. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-p das estatísticas-teste calculadas.

7. O teste de Hansen em diferença é referente à validade das condições de momento utilizadas na equação em nível do GMM sistêmico.

20. Ver a observação número 3 da tabela 5.

TABELA 4
Resultados das estimativas do modelo para as despesas de pessoal estaduais

Despesas de pessoal	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM sistêmico (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos) Decomposição do choque no resultado primário
Despesas de pessoal (t-1)	0,9662*** (0,0204)	0,2683*** (0,0923)	0,6482*** (0,1374)	0,6592*** (0,1657)
$\Delta \ln$ População	3,5659 (4,2741)	-2,8245 (4,1199)	3,1417 (5,7894)	6,5450 (5,3131)
Participação da população nas eleições	-0,0126 (0,0234)	0,1725** (0,0675)	-0,0330 (0,0789)	-0,0561 (0,0481)
Competitividade eleitoral	-0,0318** (0,0157)	-0,0662 (0,0526)	-0,1038* (0,0530)	-0,1082* (0,0562)
Fragmentação partidária	0,0166 (0,0308)	-0,1006* (0,0582)	0,1489 (0,1290)	0,1118 (0,1572)
Choque no resultado primário (t-1)	0,0737** (0,0346)	0,0021 (0,0426)	-0,0450 (0,1684)	- -
Choque nas receitas primárias (t-1)	-	-	-	0,0809 (0,1315)
Choque nas despesas primárias (t-1)	-	-	-	-0,0521 (0,1619)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,007	0,004
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,681	0,447
Instrumentos para as variáveis endógena e predeterminada	-	-	Despesas de pessoal – choque no resultado primário	Despesas de pessoal – choque nas despesas primárias
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 5	2 a 5
Número total de instrumentos	-	-	24	25
Teste de Hansen	-	-	0,402	0,545
Teste de Hansen em diferenças	-	-	0,626	0,121

Elaboração do autor.

Notas: *Significância estatística em nível de 10%.

**Significância estatística em nível de 5%.

***Significância estatística em nível de 1%.

Obs.: 1. Vinte e sete estados no período 2003-2012, em todas as estimativas.

2. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante em todas as estimativas (não reportadas). As primeiras se mostraram estatisticamente significativas nas estimativas por GMM em 2009, 2011 e 2012 (coeficientes positivos nos três anos).

3. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

4. Estimativas por efeitos fixos e GMM com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

5. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-p das estatísticas-teste calculadas.

6. O teste de Hansen em diferença é referente à validade das condições de momento utilizadas na equação em nível do GMM sistêmico.

TABELA 5
Resultados das estimativas do modelo para as despesas de investimento estaduais

Despesas de investimento	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM sistêmico (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos) Decomposição do choque no resultado primário
Despesas de investimento (t-1)	0,7984* (0,0664)	0,5056* (0,0706)	0,6892* (0,1175)	0,5646* (0,2177)
Despesa de investimento (t-2)	0,0940 (0,0629)	-0,0525 (0,1219)	0,0197 (0,1309)	-0,0581 (0,2151)
Participação da população nas eleições	-0,0105 (0,0216)	0,0416 (0,0382)	-0,0464 (0,0823)	-0,0780 (0,0903)
Competitividade eleitoral	0,0052 (0,0127)	0,0398 (0,0499)	0,0150 (0,0191)	0,0125 (0,0248)
Fragmentação partidária	0,0068 (0,0261)	-0,0376 (0,0363)	-0,0286 (0,0502)	-0,0618 (0,0769)
Choque no resultado primário (t-1)	0,0337 (0,0301)	-0,0080 (0,0559)	0,2095 (0,2940)	- -
Choque nas receitas primárias (t-1)	- -	- -	- -	0,4272 (0,3416)
Choque nas despesas primárias (t-1)	- -	- -	- -	-0,3731 (0,3378)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,058	0,064
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,268	0,179
Instrumentos para as variáveis endógena e predeterminada	-	-	Despesas de investimento – choque no resultado primário	Despesas de investimento – choque nas despesas primárias
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 6	2 a 6
Número total de instrumentos	-	-	24	25
Teste de Hansen	-	-	0,187	0,239
Teste de Hansen em diferenças	-	-	0,484	0,823

Elaboração do autor.

Nota: *Significância estatística em nível de 1%.

Obs.: 1. Vinte e sete estados no período 2004-2012, em todas as estimativas.

2. A inclusão da variável referente à variação do tamanho da população indicou a rejeição da hipótese nula nos testes de Hansen e Hansen em diferença da terceira estimativa. Além disso, esta variável não se mostrou significativa em todas as estimativas.

3. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante em todas as estimativas (não reportadas). As primeiras se mostraram estatisticamente significativas nas estimativas por GMM em 2007 (coeficiente -), 2010 (coeficiente +) e 2011 (coeficiente -).

4. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

5. Estimativas por efeitos fixos e GMM com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

6. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-p das estatísticas-teste calculadas.

7. O teste de Hansen em diferença é referente à validade das condições de momento utilizadas na equação em nível do GMM sistêmico.

TABELA 6
Resultados das estimativas do modelo para as outras despesas correntes estaduais

Outras despesas correntes	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM sistêmico (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos) Decomposição do choque no resultado primário
Outras despesas correntes (t-1)	0,9752*** (0,0274)	0,5999*** (0,1066)	0,9038*** (0,1200)	0,8042*** (0,2227)
$\Delta \ln$ População	0,3055 (3,7920)	-1,9419 (3,0867)	1,8981 (3,6462)	-1,1079 (3,6880)
Participação da população nas eleições	-0,0113 (0,0205)	0,0683 (0,0636)	-0,0265 (0,0500)	-0,0242 (0,0439)
Competitividade eleitoral	0,0026 (0,0139)	-0,0786** (0,0382)	-0,0077 (0,0388)	-0,0265 (0,0442)
Fragmentação partidária	0,0142 (0,0290)	0,0437 (0,0592)	-0,0113 (0,0837)	0,0729 (0,1152)
Choque no resultado primário (t-1)	0,0585* (0,0305)	0,0104 (0,0385)	-0,0224 (0,2067)	- -
Choque nas receitas primárias (t-1)	- -	- -	- -	0,0839 (0,1253)
Choque nas despesas primárias (t-1)	- -	- -	- -	-0,0308 (0,2040)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,001	0,005
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,915	0,751
Instrumentos para as variáveis endógena e predeterminada	-	-	Outras despesas correntes – choque no resultado primário	Outras despesas correntes – choque nas despesas primárias
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 5	2 a 5
Número total de instrumentos	-	-	24	25
Teste de Hansen	-	-	0,310	0,148
Teste de Hansen em diferenças	-	-	0,649	0,077

Elaboração do autor.

Notas: *Significância estatística em nível de 10%.

**Significância estatística em nível de 5%.

***Significância estatística em nível de 1%.

Obs.: 1. Vinte e sete estados no período 2003-2012, em todas as estimativas.

2. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante em todas as estimativas (não reportadas). As primeiras se mostraram estatisticamente significativas nas estimativas por GMM em 2005 e 2008 (coeficientes positivos nos dois anos).

3. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

4. Estimativas por efeitos fixos e GMM com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

5. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-p das estatísticas-teste calculadas.

6. O teste de Hansen em diferença é referente à validade das condições de momento utilizadas na equação em nível do GMM sistêmico.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou avaliar empiricamente os principais aspectos do comportamento fiscal dos estados brasileiros no período seguinte à promulgação da LRF (2002-2012). Com base na mensuração de choques fiscais e nas estimativas de modelos de painel de dados dinâmicos para as principais categorias de receitas e despesas estaduais, foram identificadas mudanças importantes em relação àquelas evidenciadas nos distintos trabalhos que analisaram o tema para o horizonte temporal compreendido entre a promulgação da CF/1988 e os primeiros anos após a adoção da LRF.

O ajustamento fiscal dos estados, medido pela comparação dos valores obtidos do resultado primário com suas respectivas metas, mostrou relativa sustentabilidade durante a maior parte do período analisado, tendo sido afetado pela redução do nível de atividade econômica no Brasil no período 2009-2012. Tal fato pode ser atribuído às receitas primárias estaduais, que se mostraram relativamente mais sensíveis às mudanças na atividade econômica nacional. As despesas primárias, devido à natureza mais rígida dos seus principais componentes, se mantiveram mais estáveis.

Os resultados obtidos com as estimativas de modelos de painel de dados confirmaram as evidências anteriormente citadas e apontaram outras mudanças. As estimativas da equação das receitas tributárias indicaram a influência positiva do crescimento da participação do setor de serviços no produto estadual e a ausência de uma relação significativa com o crescimento da participação relativa ao setor industrial. As estimativas obtidas para as equações das despesas de pessoal, de investimento e de outras despesas correntes apontaram a predominância da significância estatística dos coeficientes dos termos autorregressivos, com pequena influência das variáveis de caráter político-eleitoral consideradas.

A não significância estatística dos coeficientes dos choques fiscais em todas as estimativas válidas sugere que o estabelecimento das metas de resultado primário nas LDOs (como previsto pela LRF) não tem sido uma restrição ativa para influenciar o comportamento das principais receitas e despesas estaduais. Esta evidência, junto com a verificação de que a maioria dos estados superou as metas estabelecidas para a receita e a despesa primárias, confirma o caráter moderado destas, sobretudo quanto ao desempenho que tem sido proposto para as receitas primárias.

A partir do conjunto de evidências obtidas e com base no levantamento da literatura realizado, pode-se afirmar que os efeitos mais significativos da LRF sobre o equilíbrio fiscal dos estados brasileiros ocorreram na fase de transição para o regime de disciplina fiscal imposto pela lei. De fato, os trabalhos empíricos que atestaram mudanças nas principais variáveis fiscais estaduais tiveram como horizonte temporal os anos anteriores e imediatamente posteriores à adoção da lei. O horizonte avaliado neste estudo parece caracterizado por uma situação de equilíbrio em que os estados se adaptaram às restrições impostas pela LRF, utilizando metas alcançáveis sem a necessidade de um elevado esforço fiscal.

REFERÊNCIAS

- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 29-52, 1995.
- BARROSO, R.; ROCHA, R. **Is the Brazilian Fiscal Responsibility Law (LRF) really binding?** Evidence from state-level government. 2004. Disponível em: <<http://goo.gl/SYSfqN>>. Acesso em: 10 fev. 2014.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.
- BOND, S. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. **Portuguese Economic Journal**, v. 1, p. 141-162, 2002.
- BOTELHO, R. **Determinantes do ajuste fiscal dos estados brasileiros**. Brasília: Esaf, 2002. Monografia premiada em 3º lugar no VII Prêmio Tesouro Nacional – 2002.
- COSSÍO, F. **Disparidades econômicas inter-regionais, capacidade de obtenção de recursos tributários, esforço fiscal e gasto público no federalismo brasileiro**. 1998. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 1998.
- _____. **Ensaio sobre federalismo fiscal no Brasil**. 2002. Tese (Doutorado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2002.
- GIUBERTI, A. **Lei de Responsabilidade Fiscal: efeitos sobre o gasto com pessoal dos municípios brasileiros**. Brasília: Esaf, 2005. Monografia premiada em 2º lugar no X Prêmio Tesouro Nacional – 2005.
- HANSEN, L. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, 1982.
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.
- LUNDBERG, J. **Short run responses to fiscal shocks: evidence from swedish municipalities**. Sweden: Department of Economics; Umeå University, 1997. Mimeographed.
- MENEZES, R.; TONETO JÚNIOR, R. Regras fiscais no Brasil: a influência da LRF sobre as categorias de despesa dos municípios. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 29, p. 7-37, jun./dez. 2006.

NAKAGUMA, M.; BENDER, S. A emenda da reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal: impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos Estados (1986-2002). **Economia Aplicada**, v. 10, n. 3, p. 377-397, jul./set. 2006.

POTERBA, J. State responses to fiscal crises: the effects of budgetary institutions and politics. **Journal of Political Economy**, v. 102, n. 4, p. 799-821, 1994.

RATTSØ, J. Fiscal adjustment under centralized federalism: empirical evaluation of the response to budgetary shocks. **FinanzArchiv**, v. 60, n. 2, p. 240-261, 2004.

RATTSØ, J.; TOVMO, P. Fiscal discipline and asymmetric adjustment of revenues and expenditures: local government responses to shocks in denmark. **Public Finance Review**, v. 30, n. 3, p. 208-234, 2002.

ROCHA, B.; ROCHA, F. Consolidação fiscal nos estados brasileiros: uma análise de duração. **Nova Economia**, v. 18, n. 2, p. 193-223, 2008.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009a.

_____. How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata. **The Stata Journal**, v. 9, n. 1, p. 86-136, 2009b.

SANTOLIN, R.; JAYME JR., F.; REIS, J. Lei de Responsabilidade Fiscal e implicações na despesa de pessoal e de investimento nos municípios mineiros: um estudo com dados em painel dinâmico. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, p. 895-923, out./dez. 2009.

SARGAN, J. The estimation of economic relationships using instrumental variables. **Econometrica**, v. 26, p. 393-415, 1958.

VASCONCELOS, J.; PIANCASTELLI, M.; MIRANDA, R. Esforço fiscal dos estados brasileiros. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 37, n. 1, p. 7-36, 2006.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, p. 25-51, 2005.

APÊNDICE

QUADRO A.1

Ajustes realizados nos dados contábeis de alguns componentes das receitas tributárias estaduais

Estado	Ajustes
Piauí	Inclusão dos valores das cotas-partes municipais do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços – ICMS (equivalente a 25% da sua receita total) e do Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores – IPVA (equivalente a 50% da sua receita total) aos valores dos respectivos tributos na Execução Orçamentária dos Estados (EOE) para 2003, 2007, 2008 e 2011.
Roraima	1. Inclusão do valor da cota-parte municipal do ICMS (equivalente a 25% da sua receita total) ao valor do respectivo tributo na EOE para 2004. 2. Inclusão do valor da parcela referente à dedução para o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental (Fundef) ao valor da receita do ICMS (equivalente a 15% da sua receita líquida de cota-parte municipal) na EOE para 2005.
Santa Catarina	1. Inclusão da parcela referente à dedução para o Fundef (15% do ICMS líquido da cota-parte municipal) e das cotas-partes municipais (25% do ICMS total e 50% do IPVA total) do ICMS e do IPVA aos valores dos respectivos tributos na EOE para 2006. 2. Inclusão dos valores das cotas-partes municipais (25% do total e 50% do total) do ICMS e do IPVA aos valores dos respectivos tributos na EOE para 2007 e 2008.

Elaboração do autor.

Obs.: O Fundef vigorou entre 1998 e 2006, sendo substituído pelo Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica (Fundeb) a partir de 2007. A legislação do Fundef previa uma alíquota de contribuição de 15% sobre a arrecadação do ICMS líquida da cota-parte municipal.

TABELA A.1

Resultados das estimativas para a verificação quanto à persistência temporal das séries referentes às receitas tributárias estaduais

Receitas tributárias	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM em diferenças (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos)
Receitas tributárias (t-1)	0,9558* (0,0190)	0,5046** (0,0772)	0,6114* (0,2426)	0,6801** (0,2301)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,018	0,009
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,431	0,416
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 8	2 a 8
Número total de instrumentos	-	-	16	18
Teste de Hansen	-	-	0,619	0,703
Teste de Hansen em diferenças	-	-	-	0,793

Elaboração do autor.

Notas: *Significância estatística em nível de 5%.

**Significância estatística em nível de 1%.

Obs: 1. Nas estimativas por MQO, efeitos fixos e GMM sistêmico, os 27 estados foram considerados no período 2003-2012.

2. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

3. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante (esta última exceto no GMM em diferenças). Por não serem de interesse principal, estes coeficientes não foram reportados.

4. Estimativas por efeitos fixos, GMM em diferenças e sistêmico com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

5. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-*p* das estatísticas-teste calculadas.

6. Testes de Hansen em diferença são referentes à validade das condições de momento utilizadas na estimativa da equação em nível do GMM sistêmico.

TABELA A.2

Resultados das estimativas para a verificação quanto à persistência temporal das séries referentes às receitas de transferências estaduais

Receitas de transferências	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM em diferenças (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos)
Receitas de transferências (t-1)	0,6247*** (0,0595)	0,1238* (0,0669)	-0,2260 (0,1797)	0,6178*** (0,1046)
Receitas de transferências (t-2)	0,0484 (0,0743)	-0,1692** (0,0752)	-0,1320 (0,1572)	0,0695 (0,1416)
Receitas de transferências (t-3)	0,3389*** (0,0531)	0,0317 (0,0322)	0,0037 (0,0880)	0,3237*** (0,0859)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,177	0,050
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,165	0,325
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 8	2 a 8
Número total de instrumentos	-	-	14	16
Teste de Hansen	-	-	0,124	0,083
Teste de Hansen em diferenças	-	-	-	0,069

Elaboração do autor.

Notas: *Significância estatística em nível de 10%.

**Significância estatística em nível de 5%.

***Significância estatística em nível de 1%.

Obs.: 1. Especificação apenas com o termo autorregressivo de primeira ordem apresentou problemas no teste de Hansen nas estimativas por GMM. Isto aconteceu após a inclusão do termo de segunda ordem.

2. Nas estimativas por MQO, efeitos fixos e GMM sistêmico, os 27 estados foram considerados no período 2005-2012.

3. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

4. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante (esta última exceto no GMM em diferenças). Por não serem de interesse principal, estes coeficientes não foram reportados.

5. Estimativas por efeitos fixos, GMM em diferenças e sistêmico com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

6. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-p das estatísticas-teste calculadas.

7. Testes de Hansen em diferença são referentes à validade das condições de momento utilizadas na estimativa da equação em nível do GMM sistêmico.

TABELA A.3

Resultados das estimativas para a verificação quanto à persistência temporal das séries referentes às despesas de pessoal estaduais

Despesas de pessoal	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM em diferenças (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos)
Despesas de pessoal (t-1)	0,9901* (0,0180)	0,4329* (0,0787)	0,1284 (0,4153)	0,6596* (0,2202)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,401	0,006
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,534	0,796
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 8	2 a 8
Número total de instrumentos	-	-	16	18
Teste de Hansen	-	-	0,388	0,231
Teste de Hansen em diferenças	-	-	-	0,295

Elaboração do autor.

Nota: *Significância estatística em nível de 1%.

Obs.: 1. Nas estimativas por MQO, efeitos fixos e GMM sistêmico, os 27 estados foram considerados no período 2003-2012.

2. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

3. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante (esta última exceto no GMM em diferenças). Por não serem de interesse principal, estes coeficientes não foram reportados.

4. Estimativas por efeitos fixos, GMM em diferenças e sistêmico com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

5. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-p das estatísticas-teste calculadas.

6. Testes de Hansen em diferença são referentes à validade das condições de momento utilizadas na estimativa da equação em nível do GMM sistêmico.

TABELA A.4
Resultados das estimativas para a verificação quanto à persistência temporal das séries referentes às despesas de investimento estaduais

Despesas de investimento	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM em diferenças (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos)
Despesas de investimento (t-1)	0,7978** (0,0646)	0,5086** (0,0771)	0,3409 (0,7208)	0,6074** (0,1081)
Despesas de investimento (t-2)	0,1021* (0,0601)	-0,0646 (0,1238)	-0,2373 (0,3090)	0,0939 (0,0628)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,497	0,116
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,478	0,293
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 6	2 a 6
Número total de instrumentos	-	-	13	15
Teste de Hansen	-	-	0,307	0,543
Teste de Hansen em diferenças	-	-	-	0,470

Elaboração do autor.

Notas: *Significância estatística em nível de 10%.

**Significância estatística em nível de 1%.

Obs.: 1. Especificação apenas com o termo autorregressivo de primeira ordem apresentou valores das estimativas GMM abaixo do valor da estimativa por efeitos fixos (limite inferior).

2. Nas estimativas por MQO, efeitos fixos e GMM sistêmico, os 27 estados foram considerados no período 2004-2012.

3. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

4. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante (esta última exceto no GMM em diferenças). Por não serem de interesse principal, estes coeficientes não foram reportados.

5. Estimativas por efeitos fixos, GMM em diferenças e sistêmico com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

6. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-p das estatísticas-teste calculadas.

7. Testes de Hansen em diferença são referentes à validade das condições de momento utilizadas na estimativa da equação em nível do GMM sistêmico.

TABELA A.5
Resultados das estimativas para a verificação quanto à persistência temporal das séries referentes às outras despesas correntes estaduais

Outras despesas correntes	Mínimos quadrados ordinários	Efeitos fixos	GMM em diferenças (dois passos)	GMM sistêmico (dois passos)
Outras despesas correntes (t-1)	0,9935* (0,0230)	0,6201* (0,0828)	0,5300 (0,3758)	0,8406* (0,0969)
Autocorrelação de primeira ordem	-	-	0,148	0,001
Autocorrelação de segunda ordem	-	-	0,786	0,996
Defasagens dos instrumentos na equação em diferenças	-	-	2 a 8	2 a 8
Número total de instrumentos	-	-	16	18
Teste de Hansen	-	-	0,603	0,757
Teste de Hansen em diferenças	-	-	-	0,601

Elaboração do autor.

Nota: *Significância estatística em nível de 1%.

Obs.: 1. Nas estimativas por MQO, efeitos fixos e GMM sistêmico, os 27 estados foram considerados no período 2003-2012.

2. Erros-padrão das estimativas reportados entre parênteses.

3. Foram utilizadas variáveis *dummies* temporais e constante (esta última exceto no GMM em diferenças). Por não serem de interesse principal, estes coeficientes não foram reportados.

4. Estimativas por efeitos fixos, GMM em diferenças e sistêmico com erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

5. Nos testes para autocorrelação e de Hansen, foram reportados os valores-p das estatísticas-teste calculadas.

6. Testes de Hansen em diferença são referentes à validade das condições de momento utilizadas na estimativa da equação em nível do GMM sistêmico.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Ângela Pereira da Silva de Oliveira

Círcia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Leonardo Moreira Vallejo

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Bárbara Seixas Arreguy Pimentel (estagiária)

Erika Adami Santos Peixoto (estagiária)

Jéssica de Almeida Corsini (estagiária)

Laryssa Vitória Santana (estagiária)

Manuella Sâmella Borges Muniz (estagiária)

Thayles Moura dos Santos (estagiária)

Thércio Lima Menezes (estagiário)

Editoração

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniella Silva Nogueira

Daniilo Leite de Macedo Tavares

Diego André Souza Santos

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Buenos

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m² (miolo)
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Brasília-DF

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Ministério do
Planejamento, Orçamento
e Gestão

