

# 1685

TEXTO PARA DISCUSSÃO

## ANÁLISES DA DINÂMICA ORÇAMENTÁRIA DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA VAR COM DADOS EMPILHADOS

Bernardo Patta Schettini

### **ANÁLISES DA DINÂMICA ORÇAMENTÁRIA DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA VAR COM DADOS EMPILHADOS\***

Bernardo Patta Schettini\*\*

\* O trabalho partiu dos códigos de Gauss escritos por Douglas Holtz-Eakin. O autor agradece a Wanderson Rocha e Alessandra Ferreira pela ajuda com os dados primários e a Wesley Silva pela interpolação. Os erros são de responsabilidade do autor.

\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac), lotado na Coordenação de Finanças Públicas. E-mail: [bernardo.schettini@ipea.gov.br](mailto:bernardo.schettini@ipea.gov.br)

## **Governo Federal**

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da  
Presidência da República**

**Ministro Wellington Moreira Franco**

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, 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**

Marcio Pochmann

### **Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Geová Parente Farias

### **Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto**

Marcos Antonio Macedo Cintra

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

Alexandre de Ávila Gomide

### **Diretora de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

Vanessa Petrelli Corrêa

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

Francisco de Assis Costa

### **Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura, Substituto**

Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais**

Jorge Abrahão de Castro

### **Chefe de Gabinete**

Fabio de Sá e Silva

### **Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**

Daniel Castro

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.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

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

ISSN 1415-4765

JEL: C12, C33, H72.

# SUMÁRIO

---

RESUMO

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO ..... 7

2 METODOLOGIA VAR-PAINEL E ANÁLISES DA POLÍTICA FISCAL ..... 8

3 BASE DE DADOS ..... 16

4 TESTES DE HIPÓTESES NO VAR-PAINEL ..... 22

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS ..... 27

REFERÊNCIAS ..... 28



## RESUMO

O trabalho estima um VAR-painel usando dados de despesas totais, receitas tributárias e transferências correntes de 5.544 municípios brasileiros observados de 2002 a 2010. Uma sequência de hipóteses foi investigada por meio das estatísticas do teste de sobreidentificação. Entre os resultados encontrados, destacamos existirem evidências de mudança no comportamento fiscal dos municípios, mas que em média se mostrou compatível com a hipótese *tax and spend* e com o efeito *flypaper* das transferências sobre os gastos. Existe, aparentemente, muito mais dinâmica nas despesas do que na arrecadação própria. Tais resultados lançam luz sobre aspectos importantes da dinâmica orçamentária municipal.

## ABSTRACT<sup>i</sup>

The paper estimates a panel-VAR using data on total expenditures, tax receipts and overall grants received for 5.544 Brazilian municipalities observed from 2002 through 2010. A sequence of hypotheses was investigated by the means of overidentification test statistics. Among our main findings, we underscore there exists evidence of change in the fiscal behavior of the municipalities, but which in average support the tax and spend hypothesis, as well as the flypaper effect of grants over expenditures. We also find there is a lot more dynamics in the expenditure compared to own revenues. We believe these results shed light on some important aspects of the municipal budget dynamics.

---

<sup>i</sup> As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*



## 1 INTRODUÇÃO

Este trabalho visa contribuir para o entendimento do comportamento fiscal dos municípios brasileiros, partindo de dados empilhados das 5.544 prefeituras no período de 2002 a 2010. A estratégia econométrica envolveu a metodologia VAR-painel, objetivando contornar potenciais problemas relacionados à simultaneidade entre as variáveis fiscais – devido à indeterminação teórica das relações causais – e ao mesmo tempo investigar a dinâmica dos dados orçamentários. Estes são referentes à despesa total e à receita tributária, além das transferências correntes.

A metodologia VAR com dados empilhados foi desenvolvida em Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) e permite lidar com formas bastante gerais de dinâmica nos dados. Entre as aplicações do VAR-painel estão os estudos que investigam a dinâmica orçamentária municipal (HOLTZ-EAKIN, NEWEY, ROSEN, 1989; DAHLBERG, LINDSTRÖM; 1998; SANTOLIN, JAYME JR., REIS; 2009). A ênfase reside na aplicação de uma sequência de testes de hipóteses, que procuram investigar a estabilidade no comportamento fiscal das prefeituras diante de choques macroeconômicos e ciclos políticos, o tamanho da dinâmica nos dados, a influência das transferências sobre receitas tributárias e despesas agregadas, bem como confrontar certas teorias fiscais.

Cabe notar que existe uma relativa escassez de trabalhos na área de finanças públicas municipais no Brasil, não obstante os microdados sejam disponibilizados pelo Tesouro na base Finanças do Brasil (FINBRA). Os dados patrimoniais só passaram a ser divulgados de 1998 em diante, mas as informações sobre a execução orçamentária utilizadas neste trabalho estão disponíveis a partir de 1989. No entanto, a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), oficialmente Lei Complementar (LC) nº 101, de 4 de maio de 2000, promoveu uma melhora na qualidade dos dados, com notável crescimento do grau de cobertura.

Ocorre que a punição prevista pela LRF não constitui incentivo suficiente para que os grandes recebedores de transferências (não voluntárias) prestem contas à Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Para completar os buracos do FINBRA, partimos então dos dados dos relatórios resumidos de execução orçamentária (RREOs) disponibilizados pelo Tribunal de Contas do Estado do Rio de Janeiro (TCE/RJ), bem como dos RREOs de uma amostra aleatória estratificada de 306 municípios obtidos no Sistema de Coleta de Dados Contábeis de Estados e Municípios (SISTN) e de um



procedimento de interpolação implementado via técnicas de agrupamentos (*clusters*). Seguimos, desta forma, a contribuição seminal de Orair *et al.* (2011) no que se refere ao tratamento dos dados.

Antecipando os resultados encontrados, não só há evidência de que a hipótese *tax and spend* de Friedman (1978) se adequa aos dados das prefeituras brasileiras, mas também de que as transferências exercem o efeito *flypaper* sobre as despesas. Afora isso, constatou-se a presença de quebras estruturais nos dados e, ademais, que existe muito mais dinâmica nos gastos do que na arrecadação própria.

O trabalho está organizado em quatro seções, além desta breve introdução. A seção 2 mostra a estratégia econométrica, além de aplicações com base em dados municipais de finanças públicas. A seção 3 descreve os dados, enquanto a seção 4 mostra os principais resultados e análises. A seção 5 sintetiza e conclui.

## 2 METODOLOGIA VAR-PAINEL E ANÁLISES DA POLÍTICA FISCAL

Esta seção mostra o modelo empírico, além de um detalhamento sobre a estimação e testes de hipóteses, bem como faz um levantamento da literatura aplicada nacional e internacional sobre a temática da dinâmica na execução orçamentária municipal.

### 2.1 MODELO DE PAINEL DINÂMICO

A análise aplicada realizada ao longo deste trabalho combina a lógica do modelo VAR com a ideia do painel. Ao trabalhar com a estrutura VAR, buscam-se contornar potenciais problemas de simultaneidade, decorrentes da indeterminação teórica nas relações causais. A estrutura de painel, por seu turno, permite controlar para a heterogeneidade individual não observada entre as unidades de tomada de decisão e contornar problemas relacionados à agregação das preferências (DAHLBERG; LINDSTRÖM, 1998).

O modelo de regressão a seguir parte da ideia de que a evolução das despesas ( $x$ ) é explicada por suas próprias defasagens e pelos valores passados das receitas tributárias ( $r$ ) e de transferências ( $g$ ):

$$x_{it} = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l x_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l r_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \pi_l g_{i,t-l} + f_i + u_{it}. \quad (1)$$

$(i = 1, \dots, N; t = m + 1, \dots, T).$

A exposição que segue foca na equação das despesas, mas existe o simétrico da equação (1) para as receitas tributárias e de transferências.

Na prática, o efeito fixo  $f_i$ , possivelmente correlacionado com os regressores, é removido da equação ao se trabalhar com a primeira diferença das variáveis:

$$\Delta x_{it} = \sum_{l=1}^m \alpha_l \Delta x_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l \Delta r_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \pi_l \Delta g_{i,t-l} + \Delta u_{it} \quad (2)$$

$(i = 1, \dots, N; t = m + 2, \dots, T).$

A estimação é, em geral, feita por GMM em diferença (HOLTZ-EAKIN, NEWEY, ROSEN; 1988; ARELLANO, BOND; 1991) ou sistema GMM (ARELLANO, BOVER; 1995; BLUNDELL, BOND; 1998). Mas não existe ponto passivo na discussão sobre quais – e a quantidade de – condições de momento utilizar.<sup>1</sup>

A equação (1) pode ser generalizada para permitir que os coeficientes variem ao longo do tempo:

$$x_{it} = \alpha_{0t} + \sum_{l=1}^m \alpha_{lt} x_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_{lt} r_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \pi_{lt} g_{i,t-l} + \psi_t f_i + u_{it} \quad (3)$$

$(i = 1, \dots, N; t = m + 1, \dots, T).$

A não estacionariedade dos coeficientes no painel é aparentemente uma área pouco explorada em trabalhos empíricos. Mas, na presença de quebra estrutural, algumas condições de momento podem não ser válidas e isso pode levar a inconsistência (DE WACHTER, TZAVALIS; 2004). Os desenvolvimentos recentes na área evidenciam a importância prática de se trabalhar com a hipótese de quebra (ANDREWS, LU; 2001; DE WACHTER, TZAVALIS; 2005).

---

1. É verdade que, do ponto de vista da eficiência, todas as condições disponíveis deveriam ser exploradas. Mas a proliferação de instrumentos, muitos deles possivelmente fracos, pode resultar em viés devido à sobreparametrização das variáveis endógenas. Ver, por exemplo, Roodman (2006).

Julga-se, portanto, não ser prudente descartar de saída a possibilidade de choques macroeconômicos afetarem o comportamento fiscal das prefeituras. A equação (3) permite que tais choques afetem tanto o nível da função como os coeficientes de inclinação. É importante ter claro que nessa especificação o termo idiossincrático também pode ser deslocado, porém tal mudança se dá em proporção igual entre os municípios.

Na prática, para eliminar o efeito individual não observável que varia ao longo do tempo, subtrai-se de (3) a mesma equação em  $t - 1$  multiplicada por  $\lambda_t = \psi_t/\psi_{t-1}$ .<sup>2</sup> Com esse procedimento de *quase-diferenciação*, reordenando chega-se a:

$$x_{it} = a_t + \sum_{l=1}^{m+1} c_{lt} x_{i,t-l} + \sum_{l=1}^{m+1} d_{lt} r_{i,t-l} + \sum_{l=1}^{m+1} p_{lt} g_{i,t-l} + v_{it} \quad (4)$$

$(i = 1, \dots, N; t = m + 2, \dots, T).$

em que:

$$\begin{aligned} a_t &= \alpha_{0t} - \lambda_t \alpha_{0,t-1}; v_{it} = u_{it} - \lambda_t u_{i,t-1}; \\ c_{1t} &= \lambda_t + \alpha_{1t}; d_{1t} = \delta_{1t}; p_{1t} = \pi_{1t}; \\ c_{m+1,t} &= -\lambda_t \alpha_{m,t-1}; d_{m+1,t} = -\lambda_t \delta_{m,t-1}; p_{m+1,t} = -\lambda_t \pi_{m,t-1}; \\ c_{lt} &= \alpha_{lt} - \lambda_t \alpha_{l-1,t-1}; d_{lt} = \delta_{lt} - \lambda_t \delta_{l-1,t-1}; p_{lt} = \pi_{lt} - \lambda_t \pi_{l-1,t-1} \\ &(l = 2, \dots, m). \end{aligned} \quad (5)$$

A equação (4) constitui o modelo de partida, com o qual se trabalha inicialmente. Uma sequência de testes de hipóteses é então aplicada nas equações de despesas e receitas tributárias para checar o tamanho e a natureza da dinâmica orçamentária, e finalmente selecionar as especificações que são aparentemente mais consistentes com esses dados.

## 2.2 ESTIMAÇÃO E TESTES DE HIPÓTESES

No que segue, mostramos os passos da estimação GMM e os principais pontos relacionados aos testes de hipóteses. A exposição foi baseada em Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), que pode ser consultado para se checar os detalhes.

2. Ver também Chamberlain (1992) e Wooldridge (1991).

A estimação é feita com base nas seguintes condições de ortogonalidade:

$$E[x_{is}v_{it}] = E[r_{is}v_{it}] = E[g_{is}v_{it}] = 0 \quad (s < (t-1)), \quad (6)$$

e o vetor de variáveis instrumentais disponíveis para se estimar as equações (2) e (4) é o seguinte:

$$Z_{it} = [1, x_{i,t-2}, \dots, x_{i1}, r_{i,t-2}, \dots, r_{i1}, g_{i,t-2}, \dots, g_{i1}]. \quad (7)$$

Para atingir identificação, é preciso que o número de instrumentos seja ao menos o mesmo que o de variáveis do lado direito do modelo de regressão. A dimensão de  $Z_{it}$  é  $3t-5$ . Há  $3m+1$  regressores na equação (2), sendo que a estimação pode ser feita para  $t \geq m+2$ . Mas temos  $3m+4$  variáveis do lado direito da equação (4), e a condição de ordem exige  $t \geq m+3$ .<sup>3</sup>

Lançando mão da notação de álgebra matricial, facilita-se a exposição que segue. Sejam  $X_t = [x_{1t}, \dots, x_{Nt}]'$ ,  $R_t = [r_{1t}, \dots, r_{Nt}]$ , e  $G_t = [g_{1t}, \dots, g_{Nt}]'$  os vetores  $N \times 1$  de dados e  $W_t = [1, X_{t-1}, \dots, X_{t-m-1}, R_{t-1}, \dots, R_{t-m-1}, G_{t-1}, \dots, G_{t-m-1}]$  a matriz de variáveis explicativas  $N \times (3m+4)$ , em que  $1$  é um vetor  $N \times 1$  de 1's. O vetor de parâmetros  $B_t = [a_t, c_{1t}, \dots, c_{m+1,t}, d, \dots, d_{m+1,t}, p_{1t}, \dots, p_{m+1,t}]'$  tem dimensão  $(3m+4) \times 1$ .

A equação (4) pode ser representada por:

$$X_t = W_t B_t + V_t \quad (t = (m+3), \dots, T), \quad (8)$$

em que:  $V_t = [v_{1t}, \dots, v_{Nt}]'$  é o vetor  $N \times 1$  de erros de previsão transformados. O próximo passo consiste em empilhar essas  $T-m-2$  equações:

$$X = WB + V, \quad (9)$$

em que: os vetores  $X = [X'_{m+3}, \dots, X'_T]'$  e  $V = [V'_{m+3}, \dots, V'_T]'$  são  $(T-m-2)N \times 1$ ; o vetor  $B = [B'_{m+3}, \dots, B'_T]'$  é  $(T-m-2)(3m+4) \times 1$  e a matriz  $W$ , de dimensão  $(T-m-2)N \times (T-m-2)(3m+4)$  é diagonal por blocos com as entradas na diagonal, isto é,  $W = \text{diag}[W'_{m+3}, \dots, W'_T]$ .

3. Para identificar os parâmetros não equação não transformada (3), é preciso ter  $2T \geq 5m+4$ . Isso porque é possível estimar os parâmetros da equação (4) para  $T-m-2$  períodos e, sem contar as constantes, há um total de  $(T-m-2)3(m+1)$  parâmetros na equação transformada, o que significa um total de  $(T-m-2) + (T-m-1)3m$  parâmetros na equação (3). Ocorre que o objetivo não é identificar tais parâmetros, dado que é possível implementar os testes de hipóteses como base na equação transformada.

A matriz  $Z_t = [I, X_{t-2}, \dots, X_1, R_{t-2}, \dots, R_1, G_{t-2}, \dots, G_1]$  contém as  $(3t - 5)$  variáveis que, em princípio, se qualificam como instrumentos válidos para a regressão do período  $t$ . As condições de momento crescem rapidamente em  $t$ , o que é evidenciado pela dimensão de  $Z = \text{diag}[Z_{m+3}, \dots, Z_T]$ , de tamanho  $(T - m - 2)N \times \sum_{t=m+3}^T (3t - 5)$ . A estimação é feita via 3SLS, sendo numericamente igual ao estimador GMM em diferença – de 1 passo, sem a correção de Windmeijer.

No primeiro estágio, aplica-se 2SLS em cada  $t \geq m + 3$  para se estimar o vetor:

$$\tilde{B}_t = [W_t' Z_t (Z_t' Z_t)^{-1} Z_t' W_t]^{-1} W_t' Z_t (Z_t' Z_t)^{-1} Z_t' X_t, \quad (10)$$

e então obter os resíduos  $\tilde{V}_t = X_t - W_t \tilde{B}_t$  usando essas estimativas preliminares.

No segundo estágio, um estimador consistente da matriz de covariância  $\Omega = E\{Z' V V' Z\}$  é formado usando  $\tilde{V}_t$  e  $Z_t$ :

$$\tilde{\Omega} = \sum_{i=1}^N (v_{ir} v_{is} Z_{ir}' Z_{is}), \quad (11)$$

em que: (para  $t = r, s$ )  $v_{it}$  é o  $i$ -ésimo elemento de  $\tilde{V}_t$  e  $Z_{it}$  é a  $i$ -ésima linha de  $Z_t$ .

O terceiro estágio consiste na estimação GLS, usando a matriz de covariância estimada e todas as observações disponíveis, do vetor de parâmetros como um todo:

$$\hat{B}_t = [W_t' Z_t (\tilde{\Omega})^{-1} Z_t' W_t]^{-1} W_t' Z_t (\tilde{\Omega})^{-1} Z_t' X_t, \quad (12)$$

Para testar hipóteses de restrições lineares, comparam-se a soma dos quadrados dos resíduos (SSR) dos modelos restrito e irrestrito. Mais concretamente, considere a hipótese nula:

$$H_0: B = H\gamma + G \quad (13)$$

em que:  $\gamma$  é o vetor  $k \times 1$  de parâmetros restritos,  $H$  é uma matriz constante  $(T - m - 2)(3m + 4) \times k$  e  $G$  tem a mesma dimensão de  $B$ . O modelo restrito é dado por:

$$\tilde{X} = X - WG = WH\gamma + V = \tilde{W}\gamma + V. \quad (14)$$

As relações a seguir definem  $Q$  e  $Q_R$  como a SSR dos modelos irrestrito e restrito, respectivamente:

$$Q = (X - W\hat{B})' Z_t(\tilde{\Omega})^{-1} Z_t'(X - W\hat{B})/N, \quad (15)$$

$$Q_R = (X - W\hat{\gamma})' Z_t(\tilde{\Omega})^{-1} Z_t'(X - W\hat{\gamma})/N.$$

A estatística  $Q$  segue uma distribuição qui-quadrada à medida que  $N$  cresce com graus de liberdade igual à diferença entre a quantidade de instrumentos (número de linhas em  $Z'V$ ) e o número de parâmetros (dimensão de  $B$ ), podendo ser aplicada para um teste conjunto da especificação inicial do modelo e das condições de momento (teste de sobreidentificação).

Os testes de restrição lineares são investigados pela estatística  $L$ , que tem a forma do numerador da estatística  $F$ :<sup>4</sup>

$$L = Q_R - Q, \quad (16)$$

A estatística  $L$  é distribuída conforme uma qui-quadrada com graus de liberdade dados pela diferença entre o número de graus de liberdade de  $Q_R$  e  $Q$ . Mas note-se que a mesma matriz de covariância deve ser utilizada ao se computar a SSR dos modelos restrito e irrestrito.

## 2.3 APLICAÇÕES

A aplicação do modelo VAR-painel aos dados fiscais municipais é motivada pela indeterminação teórica no que se refere às relações causais entre as variáveis de receita e despesa.

---

4. Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) enfatizam que as estatísticas são assintoticamente independentes em uma sequência de testes quando a hipótese de não causalidade está aninhada com as hipóteses de estacionariedade dos parâmetros e do número de defasagens.

Conforme notaram Santolin, Jayme Jr. e Reis (2009), análises da política fiscal municipal brasileira muitas vezes não se atentam para a possibilidade de viés de simultaneidade. Os autores trabalharam com dados das despesas dos municípios de Minas Gerais com pessoal e de investimento entre 1995 e 2005, procurando avaliar os impactos da LRF sobre estes grupos de natureza de despesa.

As análises da política fiscal municipal brasileira são voltadas para avaliar os impactos da LRF (MENEZES, 2005; CHIEZA, ARAÚJO, SILVA JUNIOR; 2009; MENEZES, TONETO JR.; 2006) ou mensurar a influência das transferências sobre o esforço de arrecadação tributária e o descontrole dos gastos (POSTALI, ROCHA; 2009; ORAIR, ALENCAR; 2010; QUEIROZ, POSTALI; 2010; MATTOS, ROCHA, ARVATE; 2011). Destaca-se que a influência das transferências sobre a execução orçamentária é um tema central para o aprimoramento do pacto federativo brasileiro.

No VAR-painel, a influência das transferências sobre a arrecadação tributária e as despesas totais pode ser avaliada por intermédio de testes de exclusão (causalidade de Granger). De modo mais geral, pode-se inferir sobre relações de precedência temporal com base no modelo empírico. A literatura aplicada internacional é voltada para testar quatro hipóteses, lançadas pelos clássicos da literatura econômica na área de finanças públicas e política fiscal.<sup>5</sup>

1. Para Friedman (1978), os gastos públicos se acomodam, para cima ou para baixo, ao tamanho da carga tributária. A mesma relação causal resulta da teoria de que os burocratas procuram maximizar o orçamento e não expandem os gastos devido aos limites de endividamento (NISKANEN, 1971). Assim, tem-se a hipótese de *tax and spend*.
2. Na visão de Peacock e Wiseman (1979), as despesas públicas crescem em épocas de crises econômicas, sendo o equilíbrio fiscal atingido posteriormente por meio do aumento na arrecadação. Para Barro (1979), os gastos públicos são exógenos e determinam a arrecadação, que é distribuída ao longo do tempo (*tax smoothing*). A hipótese de *spend and tax* é representativa dessa visão.

---

5. A aplicação dos testes de exclusão de Granger para inferir causalidade é bastante controversa, dado que se refere a um tipo bastante restrito de causalidade. Este trabalho não aprofunda nessa discussão.

3. Uma relação de *simultaneidade* poderia ocorrer se os (representantes dos) cidadãos de cada município definissem, para cada ano, um esquema ótimo de tributação e gastos baseando-se nos custos e benefícios marginais, em conformidade com a teoria do eleitor mediano (BLACK, 1948).
4. Caso receitas e gastos forem definidos a partir de “regras de bolso”, isto é, como fatias constantes do produto interno bruto (PIB) municipal, ter-se-ia uma relação de *independência* (HOOVER, SHEFFRIN; 1992).

Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1989) analisaram os dados fiscais de 171 municípios americanos entre 1972 e 1980, concluindo que a relação intertemporal entre receitas e gastos pode ser resumida em um ou dois anos. Os valores passados das receitas ajudam a prever os gastos correntes, mas as despesas não melhoram a previsão das receitas. Foram encontradas evidências de não estabilidade dos parâmetros na equação dos gastos.

Dahlberg e Johansson (1998) analisam os dados de um painel de 265 municípios suecos, no período de 1974 a 1987, e encontraram maior dinâmica, sendo que quatro anos de defasagens se mostraram necessários para descrever os dados. Os autores também encontraram evidência de instabilidade na equação de despesas. No que se refere à causalidade no sentido de Granger, os testes de exclusão indicaram que as despesas e as transferências ajudam a prever as receitas tributárias. Há também causalidade das transferências para as despesas, mas a receita tributária não ajuda na previsão dos gastos totais.

Dahlberg e Johansson (2000) também analisam um painel de 265 municípios suecos, mas o período amostral é de 1979 a 1987. Os testes de hipótese são realizados a partir de valores críticos *bootstrapping* (em vez dos assintóticos). Um ano de defasagem pareceu suficiente para resumir a dinâmica na equação das despesas. Nenhuma defasagem sobreviveu aos testes de significância nas equações das receitas tributárias e transferências. Os testes de exclusão na equação de despesas, bem como a própria magnitude dos parâmetros, indicaram que as receitas próprias é um determinante mais importante dos gastos do que as transferências.

Moisio (2000) analisou o caso finlandês, com dados para 436 municípios, comparando os resultados de dois períodos amostrais. De 1985 a 1992, a maior parte das transferências obedeciam a um critério de *matching grant* e eram vinculadas a despesas específicas, enquanto de 1993 a 1999 não havia vinculação e as



transferências eram baseadas em fórmulas. O autor incluiu, adicionalmente, uma equação para os empréstimos feitos pelos governos municipais, dado que era permitido o financiamento por meio de dívida.

Mesmo trabalhando com dois períodos amostrais, Moisio (2000) mostra evidências de instabilidade paramétrica. No primeiro período, apenas os coeficientes da equação das despesas se mostraram estáveis. No segundo, somente os coeficientes na equação dos empréstimos não variaram. De 1985 a 1992, as despesas municipais ajudaram a prever as receitas tributárias, mas não o contrário. De 1993 a 1999, há evidências de que as receitas tributárias ajudaram na previsão dos gastos, bem como as despesas melhoraram a previsão das receitas. No que se refere às transferências e ao endividamento, Moisio (*op. cit.*) encontrou evidência de que essas variáveis causaram tanto as receitas tributárias como as despesas totais no sentido de Granger.

### 3 BASE DE DADOS

Os dados da execução orçamentária (receitas e despesas) dos municípios brasileiros estão disponíveis a partir de 1989 na base FINBRA, disponibilizada pela STN. Adicionalmente, o FINBRA passa a divulgar informações patrimoniais – ativos e passivos – em 1998. Atualmente, essa base de dados contém informações tanto da execução orçamentária quanto patrimoniais.<sup>6,7</sup>

---

6. Segundo consta nas *Notas explicativas* que acompanham as bases de dados do FINBRA, “sua elaboração decorre das disposições dos artigos 11 e 112 da Lei 4.320, de 17 de março de 1964, e do artigo 51 da Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000, relacionadas com a obrigatoriedade da organização e publicação, até 30 de junho de cada ano, dos balanços consolidados das contas dos entes da Federação relativas ao ano anterior, o que vem sendo feito por intermédio da STN” (BRASIL, 2009).

7. Todo ano, pode existir mais de uma versão do FINBRA, conforme notam Orair e Alencar (2010). De acordo com a LRF, os municípios devem transmitir seus dados contábeis referentes ao exercício fiscal do ano anterior até o mês de abril, cabendo à STN divulgar a Consolidação das Contas Públicas até o mês de junho. A primeira versão do FINBRA contém apenas os municípios que encaminharam seus dados na primeira metade do ano, a tempo de serem compilados pela STN. Ao longo do ano, a STN recebe e processa dados, daí que a versão completa do FINBRA é geralmente divulgada em agosto ou setembro. Mesmo essa versão, que possui uma cobertura maior de municípios, está sujeita a revisões pela STN nos anos subsequentes.

Mas, ao lidar com a base FINBRA, é preciso contornar alguns problemas. Entre estes, destacam-se: *i*) mudanças na territorialidade brasileira com a criação de municípios; *ii*) mudanças conceituais na contabilidade pública brasileira – alterações no plano de contas; *iii*) crescente nível de detalhamento das informações contábeis; *iv*) erros na prestação de contas; e *v*) ausência de dados (*missings*).

Com relação à intensa criação de municípios durante a década de 1990, alguns autores optam por trabalhar com o conceito de áreas mínimas comparáveis (AMCs) que consiste “de um painel de áreas geográficas que possibilita comparações intertemporais consistentes dos dados demográficos, econômicos e sociais disponíveis em nível municipal nos censos realizados de 1872 a 2000” (REIS, PIMENTEL, ALVARENGA; 2007, p. 1). Mas é importante ter claro que, ao se trabalhar com as AMCs, perde-se a ideia de que as unidades *cross-section* do painel são unidades de tomada de decisão. Isso porque as AMCs não são regiões administrativas e cabe às prefeituras municipais arrecadar e alocar o orçamento. Esse trabalho utiliza dados de 2002 a 2010, período em que houve poucas mudanças na territorialidade do país.<sup>8</sup>

Mudanças na definição das variáveis e alterações no nível de detalhamento dos dados significam não ser possível comparar determinados dados desagregados ao longo de vários anos. Mas este trabalho objetiva analisar os dados agregados, e esse detalhe em particular não representa uma limitação relevante. A principal dificuldade com relação aos dados é decorrente de erros na prestação de contas e da ausência de dados para alguns municípios em determinados anos. Os erros na prestação de contas estão ligados ao treinamento dos contadores municipais e, na prática, é virtualmente impossível contorná-los. Mas note-se que a LRF promoveu uma melhora na qualidade

---

8. A Emenda Constitucional nº 15, de 12 de setembro de 1996, alterou o § 4º do Art. 18 da Constituição Federal de 1988 (CF/88), que versa sobre a “criação, incorporação, fusão e desmembramento de municípios”. As mudanças na territorialidade “far-se-ão por lei estadual, dentro do período determinado por *Lei Complementar Federal*, e dependerão de consulta prévia, mediante plebiscito, às populações dos Municípios envolvidos, após a divulgação de *Estudos de Viabilidade Municipal*, apresentados e publicados na forma da lei” (grifos nossos).

dos dados, com notável crescimento da cobertura.<sup>9</sup> Ocorre que mesmo com a punição prevista pela LRF, vários municípios não transmitem as informações à STN, ou o fazem com grande atraso.

Optou-se por completar a matriz de dados do FINBRA por meio de um procedimento de imputação. Inicialmente, trabalhou-se com os dados dos RREOs. Para preencher o FINBRA com os dados dos municípios fluminenses que não prestam contas à STN com regularidade, as informações contábeis foram obtidas junto ao TCE/RJ.<sup>10</sup> Para os demais estados da Federação, seguimos a estratégia de imputação de Oair *et al.* (2011). Trabalhou-se com os RREOs de uma amostra estratificada de 306 municípios.<sup>11</sup> E, adicionalmente, os demais *missings* foram preenchidos por meio de técnicas de interpolação. Para implementar a interpolação, foram utilizadas análises de agrupamentos (*clusters*) para juntar os municípios em categorias homogêneas de acordo com a posição geográfica (centróides, isto é, coordenadas da sede municipal), população e PIB por habitante.<sup>12, 13</sup>

A análise empírica parte então de dados anuais de execução orçamentária de 5.544 municípios brasileiros observados de 2002 a 2010 ( $N = 5.544$ ,  $T = 9$ ). Do atual

---

9. O § 1º do Art. 51 da LRF estabelece os prazos para os estados e municípios encaminharem suas contas para que o Poder Executivo da União promova, até 30 de junho, a consolidação das contas dos entes federados relativas ao exercício anterior. O prazo para os municípios é 30 de abril e o dos estados 30 de maio. O § 2º pune os entes que não transmitirem as informações ou descumprirem os prazos. "O descumprimento dos prazos previstos neste artigo impedirá, até que a situação seja regularizada, que o ente da Federação receba transferências voluntárias e contrate operações de crédito, exceto as destinadas ao refinanciamento do principal atualizado da dívida mobiliária".

10. Os RREOs dos municípios fluminenses são publicados em: <<http://www.tce.rj.gov.br/>>.

11. Os RREOs estão disponíveis no *site* do Tesouro, no Sistema de Coleta de Dados Contábeis dos Entes da Federação (SISTN), disponível em: <[http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados\\_municipios/sistn.asp](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/sistn.asp)>.

12. As variáveis de posição geográfica foram obtidas a partir da Malha Municipal Digital do Brasil de 2005, um produto cartográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O PIB *per capita* e a população são estimativas também do IBGE.

13. Tal análise foi feita desconsiderando os 300 municípios com maiores PIB *per capita*. Para realizar o agrupamento, optou-se por trabalhar com a "distância de Mahalanobis", uma técnica hierárquica aglomerativa que leva em conta tanto possíveis diferenças de variâncias quanto relações lineares entre as variáveis, evitando problemas de multicolinearidade. A partição final foi estabelecida utilizando-se o "método de Ward". Para tal, foram obtidas as componentes principais das variáveis envolvidas. Os dados imputados podem ser obtidos com o autor.

total de 5.565 municípios foram desconsiderados, além de Brasília/DF e Fernando de Noronha/PE que não fazem parte do FINBRA, os dados das outras 19 prefeituras. Isso porque alguns municípios foram criados durante o período amostral (Figueirão/MS, Ipiranga do Norte/MT, Itanhangá/MT, Aroeiras do Itaim/PI e Nazária/PI) ou não prestaram contas em nenhum ano durante este período (Gongogi/BA, São Vicente Ferrer/MA e Cachoeira do Piriá/PA), e os municípios que reportaram receitas tributárias (Calçoene/AP, Mazagão/AP, Goianira/GO, Altamira do Maranhão/MA, Apicum-Açu/MA, Brejo de Areia/MA, Cândido Mendonça/MA, Concórdia do Pará/PA, Maracanã/PA e São Luiz/RR) e de transferências (Franco da Rocha/SP) nulas em algum ano.

Tendo em vista os objetivos desta pesquisa, trabalhamos com as variáveis em nível agregado no VAR-painel. Analisamos o comportamento conjunto da “despesa total” ( $X$ ), “receitas tributárias” ( $R$ ), e “transferências correntes” ( $G$ ). O quadro 1 mostra um resumo do plano de contas atualmente aplicado na contabilidade pública brasileira, o que permite se ter uma ideia do nível de agregação desses dados.<sup>14</sup>

QUADRO 1

Receitas e despesas por categorias e grupos – 2002 em diante

Código	Contas de receitas	Código	Contas de despesas
1	Receita total = (2+63-86)	91	Despesa total = (92+158)
2	Receitas correntes = (3+13+16+21+22+23+24+58)	92	Despesas correntes = (93+113+114)
3	Receita tributária = (4+9+12)	93	Pessoal e encargos sociais = (94+95+96)
13	Receitas de contribuições = (14+15)	113	Juros e encargos da dívida
16	Receita patrimonial = (17+...+20)	114	Outras despesas correntes = (115+...+122)
21	Receita agropecuária	158	Despesas de capital = (159+...+161)
22	Receita industrial	159	Investimentos
23	Receita de serviços	160	Inversões financeiras
24	Transferências correntes = (25+50+51+52+53)	161	Amortização da dívida

(Continua)

14. Note-se que esse plano de contas se refere ao período de 2002 em diante, quando houve uma mudança na forma de divulgação dos dados.

(Continuação)

Código	Contas de receitas	Código	Contas de despesas
58	Outras receitas correntes (59+...+62)	162	Superávit/déficit = (1-91)
63	Receitas de capital = (64+67+70+71+85)		
64	Operações de crédito = (65+66)		
67	Alienação de bens = (68+69)		
70	Amortização de empréstimos		
71	Transferências de capital = (72+76+77+78+79+80)		
81	Transferência de convênios da União e de suas entidades		
82	Transferência de convênios dos estados		
83	Transferência de convênios dos municípios e de suas entidades		
84	Transferência de convênios de instituições privadas		
85	Outras receitas de capital		
86	Deduções da receita corrente = (87+88+89+90)		

Fonte: FINBRA/STN.

As receitas tributárias incluem os impostos, as taxas e as contribuições de melhoria.<sup>15</sup> As transferências intergovernamentais perfazem, em grande parte dos casos, quase que a totalidade das transferências correntes, que incluem ainda as transferências de instituições privadas, do exterior, de pessoas e de convênios. As despesas totais são formadas pelos gastos correntes e de capital.<sup>16</sup>

15. Os impostos municipais são: o Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), o Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISSQN) e o Imposto sobre a Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), além do Imposto de Renda Retido na Fonte (IRRF). As taxas recolhidas pelas prefeituras são referentes ao *exercício do poder de polícia e prestação de serviços*.

16. Entre os gastos correntes, há três grupos de natureza de despesa. O grupo *pessoal e encargos sociais* é composto das despesas orçamentárias com pessoal ativo, inativo e pensionistas. Os *juros e encargos da dívida* constituem o componente financeiro dos gastos correntes, englobando o pagamento de juros, comissões e outros encargos de operações de crédito internas e externas contratadas, além da dívida mobiliária. As *outras despesas correntes* se referem à aquisição de material de consumo, pagamento de diárias, contribuições, subvenções, auxílio-alimentação, auxílio-transporte, além de outras despesas correntes que não se enquadram nos demais grupos. Trata-se, basicamente, do consumo intermediário dos municípios.

A tabela 1 descreve os dados. As estatísticas “entre” (ou *between*) retratam os dados partindo da média de cada município ao longo do tempo. As estatísticas “dentro” (ou *within*) se referem aos desvios com relação à média de cada município.

Todas as variáveis foram mensuradas em termos reais – preços médios de 2010, em R\$ – e por habitante. O deflator adotado foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE. Os dados da população municipal são as estimativas anuais também do IBGE.

TABELA 1

**Estatística descritiva – receitas e despesas municipais por habitante – 2002 a 2010**

Variável		Média	Desvio-padrão	Min.	Max.	Observações
<b>X</b>	<b>Total</b>	<b>1.408,05</b>	<b>920,82</b>	<b>161,70</b>	<b>104.322,40</b>	<b>NxT = 49.896</b>
	Entre		722,04	415,62	12.347,62	N = 5.544
	Dentro		571,53	-10.295,49	93.382,81	T = 9
<b>R</b>	<b>Total</b>	<b>89,51</b>	<b>129,10</b>	<b>0,77</b>	<b>3.740,03</b>	<b>NxT = 49.896</b>
	Entre		115,98	6,01	1.713,78	N = 5.544
	Dentro		56,72	-950,15	3.105,39	T = 9
<b>G</b>	<b>Total</b>	<b>1.322,41</b>	<b>904,38</b>	<b>80,67</b>	<b>107.239,40</b>	<b>NxT = 49.896</b>
	Entre		703,38	321,92	12.660,56	N = 5.544
	Dentro		568,54	-10.733,11	95.901,30	T = 9

Fonte: Dados primários do FINBRA, dos RREOs do TCE/RJ e do SISTN.

Elaboração do autor.

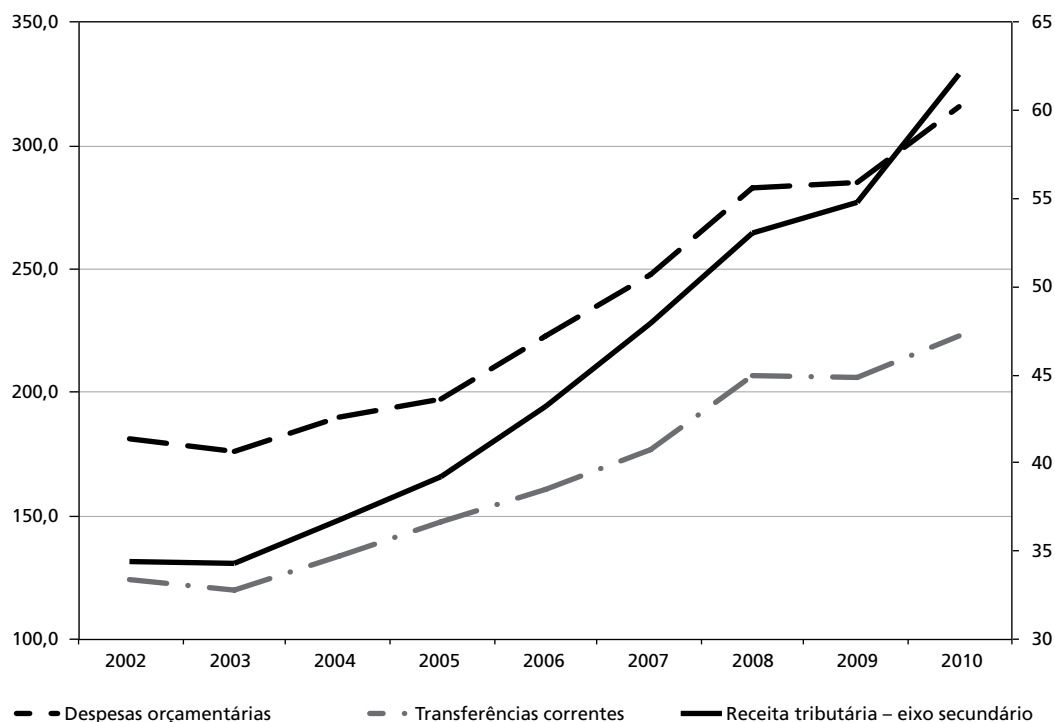
Obs.: As variáveis foram descompostas em “entre” ( $\bar{x}_{i.}$ ) e “dentro” ( $x_{it} - \bar{x}_{i.} + \bar{x}_{.}$ ), em que  $\bar{x}_{i.} = (1/T) \sum_{t=1}^T x_{it}$  é média da variável durante o período amostral para o município  $i$  e  $\bar{x}_{.} = (1/N) \sum_{i=1}^N \bar{x}_{i.}$  é a média global.

No que se refere à arrecadação, nota-se que a média por habitante da receita tributária é cerca de 15 vezes menor do que a de transferências nos municípios brasileiros. A despesa total média por habitante é ainda superior.

Um ponto importante diz respeito à variância dos dados. Observa-se que a maior parte da variabilidade se dá entre os municípios em determinado ano, e não ao longo dos anos para uma dada prefeitura. Apesar de o painel levar em consideração tanto a informação *cross-section* quanto a temporal, esse padrão de dispersão significa que as estimativas dos modelos de regressão devem refletir principalmente a variabilidade que existe entre as unidades longitudinais.

O gráfico 1 mostra a trajetória das receitas e despesas municipais agregadas, isto é, o somatório dos dados empilhados municipais em cada ponto no tempo normalizados pela população total. Evidencia-se o impacto de choques macroeconômicos sobre as receitas próprias e de transferências, bem como a influência dos ciclos políticos sobre as despesas agregadas.

GRÁFICO 1  
**Evolução dos agregados de receitas e despesas municipais – 2002 a 2010**  
 (Em R\$ bilhões)



Fonte: Dados primários do FINBRA, dos RREOs do TCE/RJ e do SISTN.  
 Elaboração do autor.

## 4 TESTES DE HIPÓTESES NO VAR-PAINEL

Esta seção examina empiricamente o seguinte conjunto de questões com base nos dados de execução orçamentária das prefeituras:

1. Há evidências de não estacionariedade dos parâmetros nas equações de despesas orçamentárias e receitas tributárias? Pode-se descartar a hipótese de que

- o comportamento fiscal dos gestores municipais é influenciado por choques macroeconômicos e/ou ciclos políticos?
2. Qual é o tamanho da dinâmica nesses dados? Dito de outro modo, quantos anos de defasagens são necessários para resumir a dinâmica nas equações de despesas totais e de arrecadação própria?
  3. Qual é a natureza das relações intertemporais entre despesas orçamentárias, receita tributária e transferências? A dinâmica orçamentária municipal no Brasil pós-LRF é fiel à visão *tax and spend* de Friedman (1978) ou à hipótese *spend and tax* de Barro (1979) e Peacock e Wiseman (1979)?
  4. Qual é o impacto das receitas de transferências sobre o esforço de arrecadação tributária e os gastos totais? Usando os termos cunhados por Orair e Alencar (2010), o VAR-painel traz evidências de “preguiça fiscal” ou “descontrole dos gastos”?

Para implementar essa sequência de testes de hipóteses, adotou-se uma estratégia econométrica bastante difundida na literatura (HOLTZ-EAKIN, NEWEY, ROSEN; 1989; DAHLBERG, JOHANSSON; 1998). Tal estratégia é formada pelos seguintes passos: *i*) definir um número suficiente grande de defasagens; *ii*) estimar o modelo irrestrito, em que nenhum parâmetro é tempo-invariante (equação 4); *iii*) estimar o modelo restrito, de parâmetros fixos (equação 2), e testar se os coeficientes são estáveis; *iv*) partindo do modelo selecionado, testar se o número de defasagens pode ser reduzido; e *v*) aplicar os testes de exclusão de Granger.

É importante ter claro que a mesma matriz de covariância foi utilizada em todas as estimações, para se computar a SSR e aplicar os testes de hipóteses. Essa matriz é a estimativa consistente do segundo estágio da estimação 3SLS proposta por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), pressupondo estacionariedade dos parâmetros e que a dinâmica nos dados pode ser resumida em no máximo quatro anos (linha *ii* nas tabelas 2 e 3). Um ponto adicional levantado por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1989) diz respeito ao nível de significância dos testes. Tendo em vista o objetivo final de se testar Granger-causalidade, não é recomendável reduzir muito o modelo. Isso porque a hipótese nula de não causalidade está aninhada com as hipóteses referentes à estacionariedade dos coeficientes e ao tamanho da dinâmica. Quanto menor o modelo, mais terá de ser explicado pelas variáveis remanescentes do lado direito das equações e, portanto, menor a chance de se rejeitar não causalidade. A regra de bolso sugerida pelos autores é adotar um nível de significância de 10% ao se testar a estabilidade dos coeficientes e o número de defasagens, e 5% nos testes de exclusão de Granger. Na última coluna das tabelas 2 e 3 aparecem os valores críticos referentes a estes níveis de significância.



Começamos por analisar a equação de despesas orçamentárias. Os resultados aparecem na tabela 2. Como os testes foram realizados pressupondo uma defasagem máxima de quatro anos, isso significa que, na prática, trabalhamos com os três últimos anos – isto é, de 2008 a 2010 – do período amostral para respeitar a condição de ordem. Na regressão de parâmetros variáveis, há 48 parâmetros a serem estimados – 15 coeficientes de dinâmica para cada um dos três anos, além dos interceptos – a partir de um total de 57 variáveis instrumentais – há sete, seis e cinco valores passados de cada uma das três variáveis disponíveis como instrumentos em 2010, 2009 e 2008, respectivamente, além de um vetor de constantes em cada ano –, resultando em um total de 9 graus de liberdade. Na estimação com parâmetros fixos, o número de parâmetros a serem estimados cai para 15 – sendo 12 coeficientes de dinâmica, um constante e duas *dummies* de tempo – e o número de graus de liberdade é igual a 42. Isso implica existirem 33 restrições neste modelo restrito. Comparando a SSR, tem-se uma estatística  $L$  de 173,96 ( $Q_R = 189,42$  e  $Q = 15,46$ ), o que para 33 graus de liberdade, implica muito fortemente a rejeição do modelo restrito – dado que o valor crítico a 10% de significância é 43,75.

TABELA 2  
Equação das despesas orçamentárias  
( $N = 5.544$  e  $T = 9$ )

	Q	G.L. <sub>0</sub>	L	G.L. <sub>1</sub>	X <sup>2</sup>
i. Parâmetros variando (m = 4)	15,46	9	–	–	–
ii. Parâmetros fixos	189,42	42	173,96***	33	43,75
iii. m = 3 (dado i)	23,74	18	8,28	9	14,68
iv. m = 2 (dado i)	62,59	27	38,85***	9	14,68
v. Excluir R (dado iii)	58,84	30	35,10***	12	21,03
vi. Excluir G (dado iii)	46,34	30	22,60**	12	21,03

Elaboração do autor.

Notas: \* Rejeita  $H_0$  a 10%.

\*\* Rejeita  $H_0$  a 5%.

\*\*\* Rejeita  $H_0$  a 1%.

Obs.: Os valores críticos da distribuição  $\chi^2$  na última coluna são referentes aos níveis de significância de 10% para os testes de estacionariedade dos parâmetros e do número de defasagens e 5% para os testes de Granger.

Note-se que a estatística do teste conjunto de especificação e validade das condições de momento (ou seja, teste de sobreidentificação) é muito elevada para o modelo de parâmetros tempo-invariantes. O primeiro ponto a ser destacado, portanto, é de que existe fortes evidências de não estacionariedade dos parâmetros das equações de despesas orçamentárias. É interessante observar que essas estimativas cobrem o período

da crise do *subprime* e de eleições municipais. Com efeito, aparentemente o comportamento fiscal das prefeituras brasileiras foi influenciado pelo choque macroeconômico e pelo ciclo político.

O próximo passo consistiu no teste para checar se é possível reduzir o número de defasagens no modelo, levando em conta a não estabilidade dos parâmetros. As equações com três defasagens impõem um total de nove restrições (três em cada ano) sobre o modelo. A estatística  $L$  obtida pela comparação dos testes de sobreidentificação é igual a 8,28 ( $Q_R = 23,74$  e  $Q = 15,46$ ), o que significa dizer que não é possível rejeitar a hipótese nula de que a quarta defasagem pode ser excluída das equações. O número ótimo de defasagens é aparentemente três, dado que o acréscimo na SSR é grande quando a estimação foi feita com apenas duas defasagens ( $Q_R = 62,59$ ,  $Q = 23,74$  e  $L = 38,85$ , contra um valor crítico com 9 graus de liberdade de 14,68).

Os testes de exclusão de Granger foram então aplicados no modelo de parâmetros variáveis com três defasagens de cada regressor, incluindo os valores passados da variável dependente. Ao excluir a arrecadação própria, obteve-se um acréscimo muito significativo na SSR. Mais especificamente, chegou-se a  $Q_R = 58,84$  que deve ser comparado a  $Q = 23,74$ . A estatística  $L = 35,10$  rejeita a exclusão das receitas tributárias da equação das despesas – o valor crítico é de 21,03 para graus de liberdade igual a 12. Isso significa que o recolhimento de impostos, taxas e contribuições de melhoria, em seu conjunto, precedem no tempo as despesas orçamentárias. Mais adiante examinamos se a recíproca é verdadeira – hipótese de simultaneidade.

Antes disso, checamos se as defasagens das transferências podem ser excluídas do modelo para os gastos totais. As regressões com apenas os valores passados da receita tributária e da própria despesa total resultaram em uma estatística de sobreidentificação  $Q_R = 46,34$ . Novamente comparando com  $Q = 23,74$ , rejeita-se a exclusão da variável dado que  $L = 22,60$  e o valor crítico a 5% de significância com 12 graus de liberdade é igual a 21,03. Isso constitui, segundo Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1989), evidência de que as receitas de transferências exercem pressão sobre os gastos – efeito *flypaper*.

TABELA 3  
**Equação das receitas tributárias**  
 (N = 5.544 e T = 9)

	Q	G.L. <sub>Q</sub>	L	G.L. <sub>L</sub>	X <sup>2</sup>
i. Parâmetros variando (m = 4)	26,49	9	–	–	–
ii. Parâmetros fixos	92,83	42	66,34***	33	43,75
iii. m = 3 (dado i)	36,03	18	9,54	9	14,68
iv. m = 2 (dado i)	42,29	27	6,27	9	14,68
v. m = 1 (dado i)	50,64	36	8,34	9	14,68
vi. m = 0 (dado i)	58,46	45	7,82	9	14,68

Elaboração do autor.

Notas: \* Rejeita H<sub>0</sub> a 10%.

\*\* Rejeita H<sub>0</sub> a 5%.

\*\*\* Rejeita H<sub>0</sub> a 1%.

Obs.: Os valores críticos da distribuição  $\chi^2$  na última coluna são referentes aos níveis de significância de 10% para os testes de estacionariedade dos parâmetros e do número de defasagens e 5% para os testes de Granger.

Passando para a investigação do modelo das receitas tributárias, começamos por estimar o modelo mais geral, com quatro defasagens e parâmetros variáveis. Novamente, tem-se 48 parâmetros a serem estimados e um total de 57 instrumentos válidos de acordo com as condições de momento Arellano-Bond. Como no modelo restrito de parâmetros fixos é necessário estimar apenas 15 coeficientes, tem-se um total de 33 graus de liberdade no teste da hipótese nula de estabilidade paramétrica. A estatística  $L$  de 66,34 (dado que  $Q_R = 92,83$  e  $Q = 26,49$ ) claramente rejeita tal hipótese.

Seguindo o mesmo procedimento adotado no caso do modelo das despesas, o próximo passo foi testar as reduções nas defasagens levando em conta a não estacionariedade dos coeficientes. De uma maneira geral, constatou-se que reduções sucessivas no tamanho da dinâmica desses dados não comprometem a capacidade do modelo prever as receitas tributárias para determinado município em um dado ano, ou, dito de outra forma, a exclusão sucessiva de defasagens não produz grandes acréscimos na SSR.

O modelo restrito de três defasagens, que impõe nove restrições na equação de partida, promoveu um acréscimo relativamente pequeno na SSR, de modo que, comparando  $Q_R = 36,03$  com  $Q = 26,49$ , tem-se  $L = 9,54$  e não é possível rejeitar a hipótese de que a quarta defasagem pode ser desprezada no modelo das receitas tributárias – dado que o valor crítico com 9 graus de liberdade a 10% de significância é 14,68. A exclusão da terceira defasagem impõe outras nove restrições, e chega-se assim a  $Q_R = 42,29$  contra  $Q = 36,03$  e, portanto,  $L = 6,27$  que novamente não rejeita

a exclusão de defasagens. Confrontando este modelo com duas defasagens contra uma especificação ainda mais restrita com uma única defasagem, o teste  $L$  valida essas restrições ( $Q_R = 50,64$ ,  $Q = 42,29$  e  $L = 8,34$ ). Por fim, pelo teste final chega-se à situação limite de não sobrar dinâmica nos dados, posto que, para  $Q_R = 58,46$  contra  $Q = 50,64$ , tem-se  $L = 7,82$  e novamente se rejeita a hipótese nula.

Em síntese, os testes de hipóteses aplicados nos dados empilhados sugerem, portanto, as seguintes propriedades para a execução orçamentária municipal: *i*) há evidências de não estacionariedade na equação das despesas; *ii*) são necessários três anos de dados para resumir as inter-relações na equação dos gastos; *iii*) tanto a receita própria quanto a de transferências ajudam a prever as despesas; e *iv*) não há dinâmica nos dados de arrecadação tributária.

É possível dizer que, aparentemente, a visão *tax and spend* de Friedman (1978) encontra respaldo no comportamento fiscal das prefeituras brasileiras. O mesmo resultado foi encontrado por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1989) nas análises com dados municipais americanos e Dahlberg e Johansson (2000) que trabalharam com municípios suecos. O resultado de não estacionariedade na equação de despesas foi também encontrado em Dahlberg e Johansson (1998) e Moisiso (2000), bem como em Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1989). Finalmente, nas aplicações de Dahlberg e Johansson (2000), nenhuma defasagem sobreviveu na equação das receitas tributárias. A influência das transferências sobre as despesas está bem documentada na literatura nacional e internacional.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho analisou empiricamente as inter-relações entre despesas totais, receita própria e transferências correntes por meio de testes de hipóteses aplicados em um modelo que combina a estrutura VAR com a ideia do painel de controlar pela heterogeneidade entre as unidades de tomada de decisão.

Os resultados encontrados lançam luz sobre pontos importantes da dinâmica na execução orçamentária municipal. Primeiro, rejeitou-se a hipótese de estacionariedade dos coeficientes nos modelos das despesas totais e receitas tributárias. Segundo, enquanto três anos de defasagens se mostraram necessários para resumir a dinâmica das

despesas, nenhuma defasagem sobreviveu aos testes de exclusão aplicados nas regressões para a receita tributária. E terceiro, constatou-se que tanto as receitas tributárias e de transferências causam os gastos totais no sentido de Granger.

Na prática, tais resultados sugerem que o comportamento fiscal dos municípios brasileiros mudou ao longo do tempo, possivelmente devido a choques macroeconômicos. Mas, em média, existe muito mais dinâmica nos gastos do que na arrecadação própria. Os dados aparentemente se adequam à hipótese *tax and spend* e trazem novas evidências acerca do efeito *flypaper*. Ou seja, os gastos públicos se acomodam para cima ou para baixo ao tamanho da carga tributária municipal e as transferências exercem influência própria sobre as despesas.

## REFERÊNCIAS

- ANDREWS, D.; LU, B. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 101, p. 123-164, 2001.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-component models. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 29-51, 1995.
- BARRO, R. On the determination of public debt. **Journal of Political Economy**, v. 87, n. 5, p. 940-971, 1979.
- BLACK, D. On the rationale of group decision-making. **Journal of Political Economy**, v. 56, n. 1, p. 23-34, 1948.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 115-143, 1998.
- BRASIL. Secretaria do Tesouro Nacional (STN). **Notas Explicativas do FINBRA**. Brasília, 2009. 8 p.
- CHAMBERLAIN, G. Comment: Sequential moment restrictions in panel data. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 1, p. 20-26, 1992.
- CHIEZA, R.; ARAÚJO, J.; SILVA JUNIOR, G. Impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os componentes da despesa dos municípios gaúchos: análise econométrica. **Ensaio FEE**, v. 30, número especial, p. 363-390, 2009.

DAHLBERG, M.; JOHANSSON, E. The revenues-expenditure nexus: panel data evidence from Swedish municipalities. **Applied Economics**, v. 30, p. 1379-1386, 1998.

\_\_\_\_\_. An examination of the dynamic behavior of local governments using GMM Bootstrapping methods. **Journal of Applied Econometrics**, v. 15, p. 401-416, 2000.

DAHLBERG, M.; LINDSTRÖM, T. Are local governments governed by forward looking decision makers? **Journal of Urban Economics**, v. 44, p. 254-271, 1998.

DE WACHTER, S.; TZAVALIS, E. **Detection of structural breaks in linear dynamics panel data models**. London: Queen Mary, University of London, 2004. 23 p. (Working Paper, n. 505).

\_\_\_\_\_. Monte Carlo comparison of model and moment selection and classical approaches to break detection in panel data models. **Economic Letters**, v. 88, p. 91-96, 2005.

FRIEDMAN, M. The limitations of tax limitation. **Policy Review**, v. 5, p. 7-14, 1978.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.

\_\_\_\_\_. The revenues-expenditure nexus: evidence from local government data. **International Economic Review**, v. 30, n. 3, p. 415-429, 1989.

HOOVER, K.; SHEFFRIN, S. Causation, spending, and taxes: sand in the sandbox or tax collector for the welfare state? **The American Economic Review**, v. 82, n. 1, p. 225-248, 1992.

MATTOS, E.; ROCHA, F.; ARVATE, P. Flypaper effect revisited: evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities. **Estudos Econômicos**, v. 41, n. 2, p. 239-267, 2011.

MENEZES, R. **Impactos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os componentes da despesa dos municípios brasileiros**. Brasília: ESAF, 2005. 64 p. Monografia premiada em 1º lugar no X Prêmio Tesouro Nacional – 2005, Lei de Responsabilidade Fiscal, Brasília.

MENEZES, R.; TONETO JR., 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.

MOISIO, A. **Spend and tax or tax and spend?** Panel data evidence from Finnish municipalities during 1985-1999. Helsinki: VATT, 2000. 24 p. (Working Paper, n. 242).

NISKANEN, W. **Bureaucracy and representative government**. Chicago: Aldine-Atherton, 1971. 241 p.

ORAIR, R.; ALENCAR, A. **Esforço fiscal dos municípios: indicadores de condicionalidade para o sistema de transferências intergovernamentais**. Brasília: ESAF, 2010. 60 p. Monografia premiada em 1º lugar no XV Prêmio Tesouro Nacional – 2010, Tópicos especiais de finanças públicas, Brasília.

ORAIR, R. *et al.* **Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS: 2004-2010.** Rio de Janeiro: Ipea, 2011. 47 p. (Texto para Discussão, n. 1632).

PEACOCK, A.; WISEMAN, J. Approaches to the analysis of government expenditure growth. **Public Finance Quarterly**, v. 7, n. 1, p. 3-23, 1979.

POSTALI, F.; ROCHA, F. Resource windfalls, fiscal effort and public spending: evidence from Brazilian municipalities. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu, PR. **Anais**. Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009.

QUEIROZ, C.; POSTALI, F. Rendas do petróleo e eficiência tributária dos municípios brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador, BA. **Anais**. Salvador: ANPEC, 2010.

REIS, E.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. **Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000.** Rio de Janeiro: Ipea, 2007. 22 p.

ROODMAN, D. **How to Do xtabond2:** an introduction to “difference” and “system” GMM in Stata. Washington, DC: Center for Global Development, 2006. 42 p. (Working Paper, n. 103).

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, 2009.

WOOLDRIDGE, J. **Multiplicative panel data models without the strict exogeneity assumption.** Cambridge, MA: MIT, 1991. 23 p. (Working Paper, n. 574).





## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

### **Njobs Comunicação**

### **Supervisão**

Cida Taboza

Inara Vieira

Thayse Lamera

### **Revisão**

Ângela de Oliveira

Cristiana de Sousa da Silva

Lizandra Deusdarã Felipe

Regina Marta de Aguiar

### **Editoração**

Anderson Reis

### **Capa**

Luís Cláudio Cardoso da Silva

### **Projeto gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

### **Livraria do Ipea**

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)

Tiragem: 500 exemplares

### Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

