

A Dinâmica do Equilíbrio Financeiro Municipal e a Lei de Responsabilidade Fiscal

Fabricio Carneiro Linhares

Professor do Departamento de Economia Aplicada, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal Ceará (CAEN/UFC), Brasil

Andrei Gomes Simonassi

Professor do Departamento de Economia Aplicada, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal Ceará (CAEN/UFC), Brasil

Glauber Marques Nojosa

Doutorando em Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal Ceará (CAEN/UFC), Brasil

Resumo

O artigo analisa as relações de causalidade entre receitas, despesas e transferências correntes aos municípios brasileiros, nos períodos pré e pós-Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). Seguindo as teorias tradicionais que investigaram o fenômeno, percebe-se que tais relações de causalidade explicitam a forma como os governos conduzem a administração de suas finanças públicas visando a consecução do equilíbrio fiscal e a possível existência de efeito *flypaper*. Modelos vetoriais autoregressivos (VAR) com coeficientes variáveis para dados em painel entre 1995 e 2006 são estimados em duas subamostras, de acordo com o marco legal caracterizado pela sanção da LRF. Considerando as diversas vertentes em relação à direção da causalidade investigada, constata-se que no período pré-LRF (1995-2000) sustenta-se a hipótese “taxar e gastar”, já para o período posterior à sanção deste dispositivo (2001-2006) as estimativas sugerem haver sincronismo fiscal entre taxação e gastos públicos. Ademais, muito embora se constate o efeito do rigor proposto pela LRF enquanto disciplinador de gastos, os resultados sugerem haver efeito *flypaper* nos dois subperíodos analisados.

Palavras-chave: Finanças Públicas Municipais, Efeito *Flypaper*, Causalidade de Granger, Modelos para Dados em Painel

Classificação JEL: G28, O16, O19

Abstract

This paper analyses causality among own-source revenues, expenditures and inter-government grants for Brazilian municipalities before and after the *Lei de*

Responsabilidade Fiscal (LRF). These causality relationships reflect the influence of Brazilian fiscal system and budget policies on the finance decisions of local governments and how they deal with fiscal deficits. Results from panel data VAR models suggest that the hypothesis “tax and spend,” proposed by Friedman (1978), prevails before LRF. In this case, budget deficit is not reduced by tax increases as they would only lead to expenditure increases. After LRF, the results support the hypothesis of fiscal synchronization, that expenditure and revenue decisions are made jointly in the municipal finance and budget administration. Moreover, it shows evidence of a *flypaper effect* in both periods.

1. Introdução

A transferência da crise das hipotecas e do sistema financeiro internacional para o setor público dos países fez ressurgir a discussão sobre a relação entre receitas e despesas governamentais como tema de destaque entre cientistas políticos e economistas. Isto se deve ao recente aumento da importância do setor público na economia para suavizar os efeitos da crise financeira mundial e, em contra ponto, à subjacente necessidade de intensificar o controle sobre déficits orçamentários nos governos federais e locais. Central a esse debate, o entendimento da dinâmica intertemporal entre receitas e despesas torna-se fundamental para identificar o comportamento do orçamento público e mecanismos que podem reduzir déficits fiscais.

O Federalismo Fiscal tem sido defendido por muitos cientistas políticos e economistas como o sistema de organização financeira mais apropriado para setor público. A questão reside apenas no grau de descentralização associado a este sistema. Trabalhos clássicos como os de Tiebout (1956), Musgrave (1959) e Oates (1972), por exemplo, sugerem que a descentralização fiscal implica em melhoria do bem-estar agregado, pois as decisões de gastos estariam vinculadas mais precisamente às necessidades locais e, por conseguinte, a provisão de bens públicos seria mais eficiente. No entanto, quando posta em prática, a descentralização fiscal vem geralmente acompanhada de descontrole dos gastos dos governos locais, o que pressiona as finanças do governo central e prejudica a política econômica do País.

O histórico das contas públicas no Brasil evidencia os problemas advindos da descentralização de recursos que tem como marco a Constituição de 1988. A combinação da arrecadação centralizada com o repasse de recursos via transferências sem o devido estímulo à arrecadação local é apontada como a causa majoritária dos desequilíbrios financeiros das esferas menores de governo, haja vista a dependência municipal em relação aos repasses de recursos do estado e da União para equacionar suas finanças. Em regiões economicamente menores, a receita própria municipal é inferior a 10% da despesa orçamentária municipal, ao

* Recebido em setembro de 2010, aprovado em maio de 2012.

E-mail addresses: flinhares@caen.ufc.br, agsimonassi@ufc.br, glauber_nojosa@yahoo.com.br

passo que as transferências intergovernamentais muitas vezes são superiores a 50% do total dessa rubrica.

Para o Brasil, existem poucos trabalhos que estudam o comportamento dinâmico entre receitas e despesas governamentais. As abordagens encontradas concentram-se na análise das finanças do governo federal. Um estudo a um nível mais desagregado se torna então relevante, pois com o entendimento do comportamento de suas finanças municipais, o governo brasileiro seria mais eficiente no combate aos desequilíbrios fiscais. Ademais, também é de suma importância avaliar como alterações no sistema tributário-fiscal brasileiro, como a LRF, podem alterar o relacionamento dinâmico entre receitas e despesas.

Muito embora no contexto atual reconheça-se a importância a análise da evolução da do déficit ou da dívida pública, este estudo investiga um comportamento que precede tal análise. O foco consiste em caracterizar como as administrações públicas locais relacionam esses fluxos de recursos no Brasil, a fim de elucidar a dinâmica por trás das finanças municipais e, conseqüentemente, quais as rubricas que devem ser objeto de ação dos formuladores de política na busca pelo equilíbrio financeiro municipal. Três questionamentos emergem neste debate:

- i) níveis passados de receitas são úteis para antecipar os níveis de gastos futuros?;
- ii) o montante de gasto atual é um fator explicativo do montante de tributos futuro? ou
- iii) há sincronismo ou independência entre as rubricas de gasto e despesa das prefeituras no Brasil?

Os subsídios para resposta a estas questões obtidos no estudo consideram os avanços em econometria com dados em painel e da literatura de séries temporais, onde a hipótese de que uma variável ajuda a prever outra pode ser investigada através de testes de causalidade no sentido de *Granger*.¹ Naquele contexto, uma variável causar outra no sentido de Granger implica que o comportamento passado do controle contém informação sobre o comportamento futuro desta outra variável. Na literatura internacional, o emprego dessa metodologia para dados de diferentes países não é conclusivo a respeito de qual teoria é mais compatível com administração das finanças públicas. Isso porque os dados de cada governo e época revelam as peculiaridades de seu sistema tributário, suas decisões orçamentárias e reações de sua economia, o que provavelmente difere consideravelmente entre governos e períodos de governança. Para o Brasil, estudos de causalidade aplicados às receitas e despesas públicas na esfera federal sustentam as teorias de sincronismo fiscal ou apontam para a evidência da corrente “taxar e gastar”.

Investiga-se então a causalidade entre receitas e despesas para os municípios brasileiros em um cenário de possíveis mudanças advindas da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF). Em particular, será verificada a possível existência de “*flypaper effect*” sobre as finanças municipais, a fim de captar algum efeito

¹ Quando se tratar de causalidade neste trabalho, referir-se-á à causalidade no sentido de *Granger*. Logo, de agora em diante, utilizar-se-á somente o termo “causa”, ao invés de “causa – *Granger*”, para se fazer menção à causalidade no sentido de *Granger* entre as variáveis.

benéfico das transferências de recursos em termos de estímulo às receitas próprias das prefeituras.

Aplica-se a proposta de Holtz-Eakin et alii (1988) de modelos vetoriais autorregressivos (VAR) para dados em painel aos dados das rubricas relativas às receitas próprias, às despesas correntes e às transferências correntes para os municípios brasileiros no período 1995-2006. Adicionalmente, considerando a mudança estrutural nas finanças públicas advinda da LRF, desagrega-se a análise para dois subperíodos: pré-LRF (1995-2000) e pós-LRF (2001-2006). Tal desagregação permite ainda avaliar os impactos deste dispositivo disciplinador do gasto público no Brasil, bem como se este modificou a dinâmica das finanças públicas locais.

Em uma economia com um passado de negligência a dispositivos similares como as Leis Camata I e II, os resultados são relevantes ao atestar uma mudança na causalidade entre receitas e despesas do período pré ao pós-LRF, eficácia da LRF como dispositivo disciplinador de gastos, além de constatar a presença de efeito *flypaper* nas finanças dos municípios brasileiros, confirmando os resultados obtidos Carvalho e Cossio (2001).

Organiza-se então o estudo em quatro seções além desta Introdução. Na Seção dois é apresentado um referencial teórico sobre causalidade entre receitas e despesas públicas. A Seção três contém a metodologia utilizada no artigo, bem como a base de dados e os procedimentos do exercício empírico cujos resultados são descritos e comentados na Seção quatro. Na Seção cinco são feitas as Considerações Finais.

2. A Literatura sobre o Tema

Durante as duas últimas décadas, foram várias as tentativas de determinar a direção de causalidade entre despesa e taxação em diversos sistemas federativos, sendo a maioria destes aplicada aos Estados Unidos e a maiores níveis de governo, quais sejam países ou estados. Os resultados são diversos, não sendo possível apontar uma relação de causalidade preponderante entre despesa e taxação.

As interações intertemporais entre os componentes orçamentários e a referida causalidade entre tributação e gastos governamentais possuem diferentes implicações sobre a forma como é conduzida a administração das finanças públicas. Na literatura econômica, essas relações de causalidade são analisadas essencialmente sob vertentes teóricas baseadas:

- i) no argumento “taxar e gastar”;
- ii) no argumento reverso, qual seja “gastar e taxar”;
- iii) na existência de simultaneidade entre as ações de gastar e taxar e
- iv) na independência destas ações.

A primeira vertente sugere que mudanças na tributação levam a mudanças no nível do gasto público. Nesta linha, Friedman (1978) argumenta que uma política de redução do déficit orçamentário via elevação da carga tributária será insustentável intertemporalmente em virtude do efeito posterior que a receita extra arrecadada

terá em termos de estímulo à despesa pública. O argumento é que as despesas se ajustarão para mais ou para menos a qualquer nível que possa ser sustentado pelas receitas. A proposta então consiste na redução da carga tributária como solução para o aumento do déficit orçamentário, pois a redução dos tributos pressionaria o governo a diminuir o gasto público. Niskanen (1971) propõe um modelo de maximização orçamentário-burocrática associado a uma lei que proíbe déficits como via de otimizar o gasto público sob a ótica de que o aumento dos tributos podem deveriam causar elevações no gasto público futuro.

Nesta linha, Manage e Marlow (1986) aplicam modelos vetoriais autoregressivos (VAR) aos dados anuais federais norte-americanos entre 1929 e 1982 e constatarem evidências de causalidade bidirecional, bem como de causalidade unidirecional das receitas para as despesas. Ram (1988), com os mesmos dados anuais entre 1929 e 1983 e em frequência trimestral para o período 1947-1983 ao nível federal e local nos Estados Unidos verifica a existência de causalidade das receitas para as despesas ao nível federal, mas predominantemente das despesas para as receitas nos dados dos governos de estados-locais. Hoover e Sheffrin (1992), por conseguinte, utilizam dados em frequência trimestral estendendo a análise para o período 1950-1989 em nível federal e constatarem indícios de que antes de 1960 os impostos causam as despesas, mas para o período posterior a 1960 há independência em relação à causalidade de impostos e gastos.

Outra versão da vertente “taxar e gastar” é apresentada por Buchanan e Wagner (1977). Eles admitem a existência de um relacionamento negativo entre taxação e gastos públicos sob o argumento de que, devido à ilusão fiscal, os eleitores interpretariam uma redução das receitas públicas via tributos como sendo advinda de uma redução dos custos dos programas governamentais. A consequência imediata seria o aumento, por parte da população, da demanda por esses programas, ocasionando uma elevação dos gastos públicos no período subsequente. Portanto, seria também ineficaz uma política de redução do déficit orçamentário que considerasse cortes na tributação. Seguindo o argumento reverso, Buchanan e Wagner (1977) sugerem então que a elevação da tributação implicaria em uma percepção de aumento dos custos dos programas de investimentos do governo por parte dos eleitores, fato que, em um segundo momento, implicariam em redução do gasto público via arrefecimento da demanda por esse tipo de programa.

Barro (1979) segue a vertente denominada “gastar e taxar”, cujo argumento é de que os aumentos da carga tributária e do volume de empréstimos resultam do crescimento das despesas governamentais. Decorre que as decisões de gastos por parte do governo devem preceder a elevação subsequente da carga tributária, como forma de financiar um eventual déficit público. Assim, admite-se que a via mais eficaz para o controle do déficit é a redução dos gastos governamentais. Em períodos de crise econômica, como argumentam Peacock e Wiseman (1979), elevações temporárias dos gastos públicos persistiriam e trariam a necessidade de elevações futuras no nível de tributos.

Outras evidências em favor da hipótese de “gastar e taxar” são defendidas por Anderson et alii (1986) e Von Furstenberg et alii (1986). Ambas as abordagens

são aplicadas a dados americanos, a exemplo dos estudos anteriores. Os primeiros, em análise com dados federais entre 1946 e 1983 sugerem a causalidade despesas – receitas, ao mesmo tempo em que Von Furstenberg et alii (1986), usando dados trimestrais entre 1954 e 1982, inferem que as despesas conduzem taxaço.

Contudo, conforme Von Furstenberg et alii (1986) e Holtz-Eakin et alii (1989), várias críticas são apontadas no que concerne ao uso de séries temporais de agregados federais para definir relações de causalidade entre receitas e despesas. Uma vez que o governo federal é envolvido em atividades de estabilização, é possível que, em certos casos, os resultados sejam viesados para a não rejeição da hipótese “gastar e taxar”. É possível, entretanto, realizar um ajuste sobre os dados de forma a minimizar os efeitos dos ciclos de negócios como causadores do referido viés. O problema remanescente se resume então à mensuração da duração e severidade dos ciclos.

A corrente que defende a simultaneidade nas decisões sobre gasto e taxaço baseia-se nas idéias de sincronismo fiscal, que têm sua estrutura teórica no modelo de taxaço de benefícios de *Lindahl* e na regra do eleitor mediano (Black 1948). Nesta linha, o governo seleciona simultaneamente os programas governamentais a serem desenvolvidos e o nível de tributação necessário para cobrir o financiamento dos gastos associados a esses programas. Meltzer e Richard (1981) exemplificaram este tipo de causalidade mensurando o tamanho do governo a partir de um modelo em que despesas e receitas mudam concorrentemente, não sendo aceito o argumento de ilusão fiscal em seus modelos.

Finalmente, destaca-se a corrente teórica que prega a independência entre arrecadação e gastos. Nesta linha, o processo de decisão orçamentária é predominantemente afetado por interesses e agendas divergentes entre os grupos dominantes. Tais conflitos de interesses típicos do federalismo fiscal tornariam os fluxos de gasto e receita tributária independentes. Rao e Singh (2000), por exemplo, consideram que esse tipo de sistema organizacional é quase sempre caracterizado por um intenso processo de barganha constitucional por recursos.

Um método empírico recente que se destaca na literatura que analisa o comportamento dos componentes das finanças públicas com o uso de dados desagregados foi desenvolvido por Holtz-Eakin et alii (1988). Sugere-se a aplicação de um VAR com dados em painel aos municípios do Brasil para analisar as relações entre receitas e despesas. A opção por dados dessa natureza torna a estimação robusta a problemas advindos do processo de estabilização da economia, bem como permite uma análise detalhada acerca das evidências para as esferas menores de governo, que são alvo das políticas fiscais em um regime federativo descentralizado como o brasileiro.

Vários estudos que testam a causalidade no sentido de *Granger* entre receitas e despesas usando VAR para dados em painel. Dentre estes, Holtz-Eakin et alii (1989), usando dados para 171 governos municipais dos EUA, verificam uma relação de causalidade unidirecional de receitas para despesas e argumentam que, na estrutura econométrica do modelo VAR, a interpretação do efeito *flypaper* é a de que transferências correntes causam despesas correntes. Miosio e Kangasharju

(1997), usando dados de 1965 a 1992 para 460 municípios finlandeses, constata evidências de causalidade bidirecional entre receitas e gastos. Dahlberg e Johansson (1998), através de dados anuais para 265 municípios da Suécia no período de 1974-1987, inferem que as despesas causam receitas. Miosio (2001), usando dados anuais de 1985-1999 para 463 municípios finlandeses, estuda as mudanças nas relações de causalidade provocadas por uma alteração no sistema fiscal finlandês. Ele observou que antes da mudança despesas causavam receitas e depois ocorria o sincronismo fiscal entre receitas e despesas.

O ponto comum entre os estudos supracitados e esta proposta consiste na metodologia empregada no exercício empírico, o que favorece a comparabilidade. A despeito da similaridade metodológica, os resultados encontrados diferem sensivelmente. A provável razão reside nas diferenças em termos de estrutura fiscal, fatores históricos, correlações políticas do processo fiscal e características do próprio processo orçamentário de cada município.

O processo de descentralização das competências fiscais e tributárias verificado após a Constituição de 1988 redefiniu as atribuições na prestação dos serviços públicos. Sem entrar nos méritos de deméritos desse processo, o fato é que, como afirma Giuberti (2005), a consequência imediata foi o aumento da responsabilidade de estados e municípios na prestação de serviços públicos sem o respectivo estímulo as suas receitas próprias, possibilitando o aumentando da dependência desses entes em relação às transferências intergovernamentais. Com isso, eleva-se a possibilidade de ocorrência do efeito *flypaper*. Carvalho e Cossio (2001) afirmam que esse efeito está presente nas finanças dos municípios brasileiros, sendo mais forte nas regiões Norte e Nordeste do país.

Para a América Latina, poucos são os trabalhos que utilizam técnicas de cointegração aplicadas a esse tema. Cheng (1999), usando dados para a América Latina, conclui que existe causalidade bidirecional entre receitas e despesas para Chile, Panamá, Brasil e Peru, mas também identifica a causalidade de receitas para despesas na Colômbia, República Dominicana, Honduras e Paraguai. Bradley e Payne (1998) constata haver sincronismo fiscal para Chile e Paraguai e que as receitas causam as despesas na Colômbia, Equador e Guatemala.

Considerando dados anuais em diferentes períodos para nove países asiáticos, Narayan (2005) encontrou causalidade de receitas para despesas para Indonésia, Singapura e Sri Lanka, no curto prazo, e para o Nepal, no curto e longo prazo. Indonésia e Singapura estão em conformidade com a hipótese de gastar e taxar no longo prazo. Já para Índia, Malásia, Paquistão, Filipinas e Tailândia, Narayan (2005) encontra evidências da hipótese de neutralidade fiscal nos orçamentos desses países. Para a China, Chang e Ho (2002) usaram dados de 1977 a 1999 e observaram a sustentação da hipótese de *feedback* fiscal entre receitas e despesas governamentais.

Há pouca literatura para o Brasil que versa sobre a direção da causalidade entre receitas e despesas e a maioria usa cointegração em sua análise. Silva et alii (2010) analisa o debate entre arrecadação e gastos públicos usando dados trimestrais do 1º trimestre 1999 ao 3º de 2008 e encontra evidências de que

elevações nos dispêndios provocam mudanças permanentes na arrecadação pública, sustentando-se a hipótese de “gastar e taxar”. Por outro lado, Lopes et alii (2008) usam dados mensais de janeiro de 1999 a novembro de 2007 e encontram indícios de que o governo brasileiro seguiu uma política de arrecadar e gastar no período em questão. Já Gadelha (2007) mostra evidências para sustentação da hipótese de sincronismo fiscal para o Brasil entre 1980 e 2006.

Vale ressaltar que, embora o uso de dados ao nível de estados evite o problema de relacionado às medidas para estabilização econômica, a natureza destes dados faz que não se esteja imune às especificidades inerentes aos governos locais, conforme sugerido por Holtz-Eakin et alii (1989). Cada unidade local pode diferir com respeito às prioridades econômico-sociais, bem como a seus processos orçamentários e ambientes políticos.

3. Evidência Empírica no Contexto da Lei de Responsabilidade Fiscal

A opção por uma estrutura de dados em painel para execução do exercício empírico a ser realizado neste estudo contorna alguns problemas relacionados a mudanças estruturais na economia brasileira, como a implantação do Plano Real. Por outro lado, alguns dispositivos como a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF)² que alteraram sobremaneira a dinâmica dos fluxos relativos às rubricas de gastos e receitas públicas não podem ser negligenciados em uma investigação acerca da causalidade entre os fluxos de recursos estaduais.

A LRF surgiu em um contexto no qual era necessário impor limites e metas numéricas aos gestores da política fiscal, nos vários níveis de governo, a fim de se gerar menores déficits fiscais e menor acúmulo de dívida, dentre outros resultados sinalizadores de uma atitude fiscal responsável. A disciplina fiscal e a transparência na execução orçamentária nos três níveis de governo são, portanto, as principais metas preconizadas nesta Lei Complementar.

Conforme observa Fioravante et alii (2006), as medidas de ajuste fiscal e visando a estabilização elevaram a restrição de gastos das esferas menores de governo, que não podiam mais se endividar para equilibrar seus gastos. A LRF viria então ratificar a impossibilidade de manutenção de estratégias tipo Ponzi, impondo limites ao gasto e ao endividamento público, além de consolidar um processo de ajuste fiscal que havia iniciado na metade da década de 1990 com as Leis de Renegociação de Dívidas³ dos estados em 1993 e 1997.

Para assegurar a mudança de comportamento dos governos subnacionais (GSN), o governo federal iniciou uma série de negociações para alterar as instituições

² Sancionada como Lei Complementar nº 101/2000.

³ As Leis nº 8727/93 e nº 9496/97. A primeira, implementada em 05/11/1993, estabeleceu diretrizes para a consolidação e o reescalonamento, pela União, de dívidas internas das administrações direta e indireta dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios. Os saldos devedores líquidos refinanciados foram atualizados de 30/06/1993. A Segunda Lei de Renegociação de Dívidas implementada em 11/09/1997, estabeleceu critérios para a consolidação, a assunção e o refinanciamento, pela União, da dívida pública mobiliária e outras de responsabilidade dos estados e do Distrito Federal.

orçamentárias, que culminaram com a aprovação da LRF em 2000. A LRF reforçou o processo orçamentário e impôs com rigor o Plano Plurianual (PPA), a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) e a Lei Orçamentária Anual (LOA). A LDO apresenta as metas fiscais, onde se inserem as rubricas de resultado primário, nominal, dívida pública, receitas e despesas, para o exercício corrente e para os dois seguintes. Além disso, a LDO apresenta também um anexo para riscos fiscais e outro com os objetivos macroeconômicos. Já a LOA estabelece minuciosamente as receitas e despesas que devem ser compatíveis com as metas do Plano Plurianual e as metas fiscais da Lei de Diretrizes Orçamentárias. A redefinição e criação desses instrumentos influenciam sobremaneira a dinâmica dos fluxos de gastos e receitas, o que requer uma execução do exercício empírico que será desenvolvido considerando o marco da LRF, como referência para análise de subperíodos amostrais.

Com respeito aos gastos públicos em especial, a LRF impôs limites rígidos para o gasto com pessoal e endividamento público, assim como mecanismos de correção para eventuais desvios. Em caso de arrecadação inferior ao montante outrora previsto, o município fica proibido de fazer empenhos de modo a garantir o cumprimento das metas fiscais, com exceção de despesas de caráter obrigatório, constitucionais ou legais, se forem ressaltadas na LDO ou ainda se o empenho estiver ligado ao serviço da dívida. Além disso, a LRF instituiu a chamada “Regra de Ouro”, em que os Entes ficam proibidos de contratar empréstimos para fazer frente a despesas correntes. Deste modo, o montante de operações de crédito fica limitado ao montante da despesa de capital.

Além de despesa com pessoal e endividamento, a LRF também dispõe sobre operações de crédito, criação de despesas permanentes, gastos em anos eleitorais, previsão de receitas, renúncia de receitas, transferências, transparência nos procedimentos de elaboração e divulgação dos relatórios fiscais, e prevê punições – caso não sejam cumpridas as normas. Em relação aos gastos com pessoal, a LRF mantém os limites das Leis Camata⁴ I e II e apenas propõe mais rigor em seu cumprimento, requisito responsável pelo insucesso destas Leis que a antecederam.

Neste ponto, dado que a despesa com pessoal é a componente de maior peso na despesa corrente e que a receita corrente líquida é obtida a partir da receita corrente, o presente trabalho analisa se a fixação indireta das despesas correntes às receitas correntes provoca alguma influência na causalidade entre receitas e despesas municipais. Vale ressaltar ainda que este estudo analisa qualitativamente o impacto da LRF na causalidade entre despesa e taxaço, não se preocupando especificamente em mensurar esse impacto.

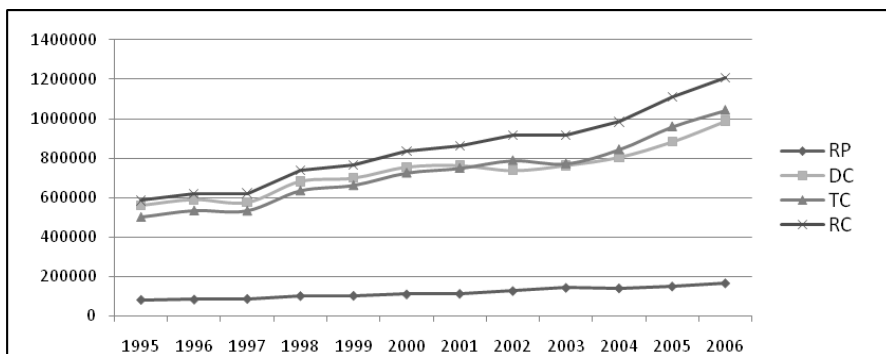
A Figura 1 explicita o comportamento das variáveis que serão utilizadas no exercício empírico apresentado na seção quatro e cujos resultados seguem na seção cinco. Observa-se que as médias entre os municípios das receitas correntes (RC), receitas próprias (RP), as despesas correntes (DC) e transferências correntes (TC) apresentam uma tendência ascendente com leves oscilações em 1997, 1999 e 2003. Nos dois primeiros períodos a causa mais provável parece ser a instabilidade advinda

⁴ Leis Complementares n.º.82 e n.º96, respectivamente.

da mudança no regime cambial e de incertezas no cenário externo, já no ano de 2003 a causa majoritária pode ser a instabilidade política do início do governo Lula, mas merece destaque o modesto crescimento das receitas próprias municipais em termos reais, refletindo o elevado grau de dependência financeira dos municípios brasileiros.

Os resultados da referida figura corroboram com a literatura que investiga o nível de dependência fiscal da esfera municipais no Brasil. Com efeito, desde trabalhos como o de Gomes e MacDowell (2000) demonstra-se que os municípios, principalmente nas regiões mais pobres, utilizam as transferências de recursos como meio necessário à consecução do equilíbrio financeiro. Dados da Secretaria do Tesouro Nacional demonstram que nas regiões economicamente menores, como Norte e Nordeste, as transferências de recursos da União e dos estados em muitos casos representam mais que 90% da despesa orçamentária municipal, ao passo que as receitas próprias seriam insuficientes para cobrir sequer 5% desta rubrica.⁵

Fig. 1. Evolução das Receitas Próprias (RP), Despesas Correntes (DC), Transferências Correntes (TC) e Receitas Correntes (RC) Municipais no Brasil, 1995-2006



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da FINBRA. Valores em R\$ Mil a preços de 2006.

4. Aspectos Metodológicos

4.1. Os Dados

Conforme apresentado na Figura 1 e descrito na seção anterior, a base de dados⁶ utilizada advém da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Os dados apresentam informações para todas as rubricas de gastos e receitas municipais do Brasil

⁵ Analisando municípios do Norte e Nordeste do país a partir de indicadores elaborados a partir das transferências de recursos e da receita tributária como proporção da despesa orçamentária municipal.

⁶ Publicação Finanças do Brasil (FINBRA).

no período 1995 a 2006, com base nas contas encaminhadas anualmente pelos municípios à STN até o dia 31 de abril do ano seguinte ao exercício fiscal.

De acordo com o propósito da investigação, três rubricas são selecionadas para o exercício empírico: as receitas próprias, as despesas correntes e as transferências correntes aos municípios. As receitas próprias, neste estudo, correspondem às receitas correntes deduzidas das transferências correntes recebidas, englobando, portanto, as receitas tributária, de contribuição, patrimonial, industrial, agropecuária, de serviços e as demais receitas correntes.

As despesas correntes destinam-se ao registro do valor de todas as operações destinadas à manutenção e funcionamento de serviços públicos, bem como as relacionadas às obras de conservação, adaptação e manutenção de bens móveis e imóveis, tais como pagamento de pessoal, aquisição de material de consumo, pagamento de serviços prestados por terceiros, operação de escolas e de centros de saúde, dentre outras. Em termos contábeis, ela se desdobra em despesas de custeio, despesas de transferências e outras despesas correntes.

Por fim, as transferências correntes englobam as transferências intergovernamentais, as de instituições privadas, as do Exterior, pessoas, convênios e as transferências para o combate à fome.

Considerando como marco institucional legal a data de sanção da LRF, a amostra inicial de dados disponíveis foi desagregada de acordo com dois subperíodos: o primeiro de 1995 a 2000 e o segundo de 2001 a 2006. Deste modo investigamos a direção da causalidade entre receitas próprias, despesas e transferências correntes e os possíveis impactos que este dispositivo possa ter promovido.⁷

Todas as variáveis são convertidas em termos reais usando o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), de modo que as variáveis de 1995 a 2006 são convertidas a preços de 2006.

O conjunto inicial de informações disponíveis passou por alguns filtros de forma a excluir da amostra os municípios que:

- i) não informaram suas contas à STN em algum dos anos analisados;
- ii) apresentaram transferências correntes maiores que receitas correntes e
- iii) tiveram crescimento superior a 300% em alguma das variáveis usadas na estimação.⁸ Desta forma a amostra foi composta por 1365 municípios de todos os estados do Brasil. O Quadro abaixo apresenta as estatísticas descritivas das variáveis filtradas.

De uma forma geral, observa-se que as médias das variáveis RP, DC e TC cresceram entre os períodos, com destaque para a média das transferências, que cresceu mais de 20%. As taxas médias de crescimento dessas variáveis foram consideravelmente maiores no segundo período. Isso provavelmente reflete tanto

⁷ A amostra de dados foi dividida em dois subperíodos, de 1995 a 2000 e de 2001 a 2006, para preservar a simetria quanto ao tamanho dessas sub-amostras e, por conseguinte, a instrumentalização das equações no processo de estimação. Caso contrário, resultados diferentes entre os dois períodos poderiam ser atribuídos à diferença no tamanho amostral.

⁸ Os resultados baseados em mudanças nesse filtro, de 300% para 250% ou 350%, não mudaram qualitativamente.

Quadro 1 – Estatísticas Descritivas

		1995-2000	2001-2006
Receita Própria (RP)	Média	511684	590305
	Desvio-Padrão	395343	309833
	Taxa Média de Crescimento Anual	2.16%	7.78%
Despesas Correntes (DC)	Média	1016096	1100426
	Desvio-Padrão	362113	383676
	Taxa Média de Crescimento Anual	0.77%	3.91%
Transferências Correntes (TC)	Média	806802	987245
	Desvio-Padrão	419461	495630
	Taxa Média de Crescimento Anual	2.06%	3.84%
Taxa Média de Correlação	RP e DC	0.67	0.88
	RP e TC	0.63	0.83
	DC e TC	0.89	0.93

a aceleração do crescimento econômico dos municípios quanto a expansão da participação do Governo na economia nesse período.

O ponto mais interessante das estatísticas é a mudança nas correlações entre as variáveis. Percebe-se que as médias das correlações entre as receitas próprias e as despesas e transferências correntes aumentaram significativamente no segundo período. De acordo com as teorias apresentadas na Seção 2, esse aumento de correlação pode ser um indicativo de maior sincronia entre esses itens do orçamento municipal, caracterizando um maior sincronismo fiscal nos governos locais mais recentemente. A correlação entre as despesas e transferências correntes aparentemente não se alteraram consideravelmente. Note que o nível de correlação entre essas variáveis está atrelado ao chamado efeito *flypaper*, discutido anteriormente.

Por último, vale salientar que a validade do teste de causalidade de Holtz-Eakin et alii (1988) pode estar comprometida caso as séries do VAR em painel não sejam estacionárias. Para verificar essa propriedade das séries RP, DT e TC, optou-se pelo teste de Blander e Dhaene (2011), que é uma extensão do teste de Harris e Tzavalis (1999) para acomodar correlação serial nos erros. Admitindo a presença de intercepto e correlação de primeira ordem nos erros, o teste de Blander e Dhaene (2011) indicou que as três séries, receitas próprias, despesas correntes e transferências correntes são estacionárias. Isso sugere que o método de Holtz-Eakin et alii (1988) seria apropriado.

Quadro 2 – Resultado do Teste de Raiz Unitária de Blander e Dhaene (2011)

Variável	Valor- <i>p</i>
Receitas Próprias (RP)	0.021
Despesas Correntes (DC)	0.000
Transferências Correntes (TC)	0.044

* Hipotese Nula: A série contém uma raiz unitária.

4.2. O modelo econométrico

O teste de causalidade de Granger em sua forma usual parte da conjectura que uma variável X não causa (*Granger*) a variável Y quando

$$E\{Y_t, Y_{t-2}, \dots, Y_1, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_t\} = E\{Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_1\} \quad (1)$$

onde $E\{.\}$ denota uma projeção linear. Em palavras, se a previsão de Y_t , dada a história de Y , não puder ser melhorada incluindo a história de X , então X_t não causa Y_t no sentido de *Granger*.

A relação de causalidade entre receitas e despesas municipais é avaliada em um modelo vetorial autorregressivo (VAR) para dados em painel, estimado de acordo com a proposta de Holtz-Eakin et alii (1988). Em primeiro momento, o procedimento consiste em estimar uma regressão da forma:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_{lt} Y_{i(t-l)} + \sum_{l=1}^m \delta_{lt} X_{i(t-l)} + f_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = m+1, \dots, T \quad (2)$$

onde i é o índice para as unidades transversais e t o índice para os períodos temporais, α 's e δ 's são parâmetros que podem variar no tempo, m é o número de defasagens, f_i é um efeito individual e u_{it} é um ruído branco. Para testar se X não causa Y no sentido de *Granger*, faz-se um teste de hipótese conjunta $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0$.

Os parâmetros da equação (2) poderiam ser estimados com combinação direta dos dados em um procedimento que imporia $f_i = f$ para todas as unidades transversais. Entretanto, em um painel dinâmico como a equação (2), o efeito individual resume a influência de variáveis não observadas que têm efeito persistente sobre a variável dependente e como outras variáveis do lado direito são correlacionadas com os efeitos individuais, a omissão destes tornaria as estimativas dos parâmetros α 's e δ 's viesadas e inconsistentes.

Uma forma padrão de estimar o efeito individual em (2) seria então tomar a primeira diferença para eliminar f_i e usar Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) para a equação diferenciada:

$$Y_{it} - Y_{i(t-1)} = \sum_{l=1}^m \alpha_{lt} \alpha_{lt} (Y_{i(t-l)} - Y_{i(t-l-1)}) + \sum_{l=1}^m \delta_{lt} (X_{i(t-l)} - X_{i(t-l-1)}) + (u_{it} - u_{i(t-1)}), \quad i = 1, \dots, N; \quad t = m + 2, \dots, T \quad (3)$$

Observe, contudo, que outro problema surgiria já que pela dependência de Y_{it-1} em relação a u_{it-1} : o termo de erro $u_{it} - u_{it-1}$ seria correlacionado com o regressor $(Y_{it-1} - Y_{it-2})$. Então, a diferenciação pode induzir um problema de simultaneidade, que é bem conhecido da literatura de séries temporais e vem sendo explorado no contexto de dados em painel (Chamberlain 1983).

A solução proposta por Holtz-Eakin et alii (1988) é empregar um estimador de variáveis instrumentais no contexto do método MQG. Na metodologia proposta pelos autores, assume-se que o termo de erro u_{it} nem é correlacionado com os valores passados de Y e X , nem com o efeito individual; ou seja,

$$E\{I_{is}u_{it}\} = E\{X_{is}u_{it}\} = E\{f_i u_{it}\} = 0, \quad s < t \quad (4)$$

As condições de ortogonalidade (4) podem então ser usadas para identificar os parâmetros de (3) desde que o distúrbio $v_{it} = u_{it} - u_{it-1}$ seja não correlacionado com Y_{it-s} e X_{it-s} , para $s \geq 2$. Observe que a equação (3) para o período t tem $2m$ variáveis do lado direito. Para a identificação de seus parâmetros, deverá existir no mínimo o mesmo número de variáveis instrumentais. As $2(t-2)$ variáveis $[Y_{it-2}, \dots, Y_{it}, X_{it-2}, \dots, X_{it}]$ estão disponíveis como variáveis instrumentais para estimar a equação no período t . Assim, para ter pelo menos tantas variáveis instrumentais quanto variáveis do lado direito, é necessário que $2(t-2) \geq 2m$, ou $t \geq m + 2$.⁹

Sob essas condições, o procedimento de estimação segue inicialmente com alguma hipótese sobre o número máximo de defasagens permitidas na equação (3). Estimam-se então as equações para cada período usando Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E).¹⁰ Usando os resíduos e a matriz de instrumentos do estágio anterior, estima-se a matriz de variância-covariância dos erros. Usa-se essa matriz de variância-covariância e todas as observações disponíveis para formar um estimador MQG do vetor de parâmetros completo. Holtz-Eakin et alii (1988) fornecem fórmulas explícitas desse procedimento e mostram a consistência dos estimadores. Eles mostram também que, neste modelo, restrições lineares podem ser testadas da forma convencional, ou seja, observando que a diferença entre a

⁹ Dada sua estrutura de defasagem, não é possível estimar a equação (3) para períodos antes de $t = m + 2$; assim, essas equações são ignoradas. Claramente, a decisão sobre quais equações ignorar depende das hipóteses com respeito ao tamanho da defasagem. Caso se faça uma hipótese incorreta e trunque-se a distribuição da defasagem, as estimativas dos parâmetros serão inconsistentes. Isso cria um problema potencial de identificação quando a defasagem for desconhecida. Não se apresenta um tratamento geral do problema e utiliza-se somente a restrição direta, implicitamente imposta acima; isto é, que se a maior defasagem for m , então o de período T será maior que $m + 2$.

¹⁰ Com exceção do caso padrão, a lista de variáveis instrumentais não é a mesma para cada equação; pois, como foi visto, a lista de variáveis não-correlacionadas com os erros mudam a cada período. A aplicação do método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios com esse conjunto de instrumentos produz estimativas consistentes de todos os parâmetros do modelo. Usam-se os parâmetros estimados para calcular o vetor de resíduos em cada período.

soma restrita e irrestrita de quadrados dos resíduos segue uma distribuição χ^2 (Qui-quadrado). No presente contexto, as restrições lineares são associadas a três questões particularmente interessantes:

- (1) Invariabilidade dos parâmetros. Uma formulação mais geral do modelo assume que todos os parâmetros variam entre as unidades e no tempo:

$$Y_{it} = \alpha_{0t} + \sum_{l=1}^m \alpha_{lt} Y_{i(i-l)} + \sum_{l=1}^m \delta_{lt} X_{i(t-l)} + f_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Este modelo pode ser estimado pelo método descrito acima após transformação proposta por Chamberlain (1983).¹¹ Uma especificação mais restrita tornaria os parâmetros invariantes no tempo:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l Y_{i(t-1)} + \sum_{l=1}^m \delta_l X_{i(t-1)} + f_i + u_{it} \quad (6)$$

- (2) Número de defasagens. Denota-se por \hat{m} o valor relativamente grande de m , usado para estimação inicial do modelo. Reestima-se a equação (5) ou (6) com $m = \hat{m} - 1$. Se o aumento na soma de quadrados dos resíduos for suficientemente alto, então $m = \hat{m}$ será aceito. Se o aumento for baixo, então tenta-se $m = \hat{m} - 2$. Continua-se a testar sucessivamente defasagens menores até esta ser rejeitada pelos dados, ou $m = 0$.
- (3) Causalidade entre X e Y . No modelo com coeficientes estacionários, equação (6), isso será simplesmente um teste de hipótese conjunta $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0$. No modelo com coeficientes não-estacionários, equação (5), o mesmo procedimento seria semelhante com a hipótese conjunta $\delta_{11} = \delta_{21} = \dots = \delta_{m1} = \dots = \delta_{1T} = \delta_{2T} = \dots = \delta_{mT} = 0$.

Quando se testam as hipóteses de estabilidade dos parâmetros no tempo, tamanho de defasagem e causalidade das variáveis utiliza-se um procedimento de teste sequencial, em que os modelos são estimados na forma restrita e irrestrita. Q é a soma de quadrados dos resíduos irrestrita e Q_r , a restrita. Q e Q_r têm distribuição Qui-quadrado à medida que N cresce. Por analogia à estatística F , no modelo linear padrão, a estatística de teste apropriada é:

$$L = Q_r - Q$$

L também tem distribuição Qui-quadrado com graus de liberdade igual aos graus de liberdade de Q_r menos os de Q . Quando todos os parâmetros forem identificados

¹¹ Uma condição necessária para identificação é que existam pelo menos tantos instrumentos quanto variáveis no lado direito. Observa-se que em cada uma das equações em (6) existem $2(m+1)$ variáveis no lado direito e uma constante, ou seja, um total de $2m+3$ parâmetros. Já o vetor de variáveis instrumentais apresenta $2(t-2)+1$ parâmetros. Logo, exige-se que $t > m+2$ para que haja um número suficiente de instrumentos para a equação no período t . Assim, permitir a variação dos parâmetros no tempo torna a identificação mais difícil. No entanto, o procedimento de estimação básico, discutido acima, ainda pode ser empregado. Especificamente: (i) escolhe-se um valor relativamente grande para m de modo a evitar a truncagem inapropriada da estrutura de defasagem; (ii) estima-se o modelo com e sem estacionariedade dos parâmetros; e (iii) comparam-se as somas de quadrados dos resíduos.

sob a hipótese nula e a alternativa, os graus de liberdade de Q são iguais ao número de variáveis instrumentais menos o de parâmetros.

5. Resultados

As tabelas 1 e 2 apresentam os resultados da análise da causalidade entre receitas próprias, despesas e transferências correntes dos municípios e possíveis alterações nessas relações advindas da LRF. Seguindo Holtz-Eakin et alii (1989), todas as equações de regressão são estimadas nas variáveis logaritimizadas e incluem de variáveis *dummies* para cada ano da amostra, com a finalidade de controlar as influências de possíveis tendências e ciclos macroeconômicos comuns a todos os municípios.

Para executar os testes de causalidade é necessário primeiro determinar o modelo estatisticamente mais adequado para descrever a relação entre as variáveis. Seguindo a metodologia descrita na seção anterior, a determinação desse modelo ocorre através de testes de hipóteses que comparam estimativas de modelos mais gerais a modelos mais restritos. Inicialmente, supondo um número máximo de defasagens suficientemente grande, estima-se o modelo em que os parâmetros são variáveis.¹² Conduz-se o teste para sobreidentificação das restrições e observa-se se a hipótese de significância desse modelo deve ser ou não rejeitada. Caso seja válido, estima-se a equação (6) e seus resultados são utilizados para testar se todos os parâmetros são constantes; ou seja, o modelo (5) é confrontado com o (6). Definida a questão de invariabilidade dos coeficientes, o passo seguinte é selecionar, através de testes de hipóteses, o número de defasagens na equação de regressão. Por fim, os testes de causalidade são realizados.

De acordo com Holtz-Eakin et alii (1989), inferências sobre causalidade serão inválidas se o tamanho da defasagem for incorretamente estabelecido ou a invariabilidade dos parâmetros for erroneamente imposta. Para reduzir a probabilidade desse tipo de erro,¹³ seguindo a orientação desses autores, escolhe-se o nível de significância de 10% para testes na seleção do número de defasagens do modelo e invariabilidade dos parâmetros, ao invés do nível convencional de 5%. Já para se testar causalidade, utiliza-se o nível de significância de 5%. Dado o tamanho da amostra, o número máximo de defasagens permitido em cada equação é igual 2.

Os resultados para as equações nos anos de 1995 a 2000 são apresentados na Tabela 1. Para ilustrar o processo de determinação do modelo e os testes de causalidade, considere as estimativas para a equação das receitas próprias. A primeira linha da Tabela 1 contém valores apresentados nos resultados relativos à equação de receitas próprias com parâmetros variáveis e duas defasagens ($m = 2$). Observa-se que nesse modelo mais geral o valor da estatística Q é 2,98, com 6 graus

¹² Equação 5.

¹³ Erro do tipo II.

de liberdade.¹⁴ O valor crítico da distribuição $\chi^2_{(6)}$ a 10% é 12,01, de modo que não se rejeita o modelo mais geral como ponto de partida da análise. Na linha seguinte têm-se os resultados para equação com parâmetros constantes e duas defasagens. Para testar se o modelo tem seus parâmetros constantes, calcula-se a estatística L , a diferença entre a estatística Q da última equação, 18,08 com 18 graus de liberdade, e a estatística Q da equação inicial. Já que a estatística L para esse caso é 15,10, com 12 graus de liberdade, e o valor crítico para $\chi^2_{(12)}$ a 10% de significância é 18,54, não se rejeita a hipótese de que os parâmetros são constantes.

As duas próximas linhas da Tabela 1 apresentam os resultados para as equações estimadas com uma ou nenhuma defasagem, sendo seus coeficientes constantes ou variáveis dependendo da conclusão anterior, e as respectivas estatísticas L utilizadas para determinar o número de defasagens apropriado no modelo. Observe que no caso onde se tem $H_0 : m = 1$ versus $H_A : m = 2$, a estatística L é 3,94, com 3 graus de liberdade, e já que o valor crítico da $\chi^2_{(3)}$ a 10% de significância é 6,25, a hipótese de que o modelo deve conter apenas uma defasagem não é rejeitada. No caso de $H_0 : m = 0$ versus $H_A : m = 1$, a estatística L é 446,2 e, baseado no mesmo valor crítico da $\chi^2_{(3)}$, rejeita-se a hipótese nula da ausência de defasagens na equação. A equação final para análise de causalidade nas receitas próprias tem, portanto, parâmetros constantes e uma defasagem.

Para testar se as despesas correntes causam as receitas próprias, a equação para as receitas é estimada sem a variável de despesas e o aumento na estatística Qui-quadrado é avaliado. O valor Q da equação estimada com ausência das despesas é 22,21, com 22 graus de liberdade. Isto leva a um valor L de 0,19 com 1 grau de liberdade. Já que o valor crítico da $\chi^2_{(1)}$ a 5% de significância é 3,84, não se rejeita a hipótese de que as despesas correntes municipais não causam suas receitas próprias no sentido de *Granger*. Com relação à causalidade das transferências correntes nas receitas próprias, o valor Q da equação estimada sem as transferências é 22,14, com 22 graus de liberdade, e o teste baseia-se num valor L de 0,19, com 1 grau de liberdade. Comparando-se com o valor crítico da $\chi^2_{(1)}$ a 5% de significância, 3,84, pode-se concluir que as transferências correntes não causam receitas próprias municipais no sentido de *Granger*.

Em resumo, pode-se concluir que o comportamento futuro das receitas próprias dos municípios não depende dos resultados passados de suas despesas correntes ou transferências correntes. Deste modo, os gestores locais definem suas estratégias de arrecadação sem levar em consideração o quanto os municípios gastaram ou as quantias que lhes foram repassadas como transferências no passado.

Esse resultado revela duas possíveis características das finanças municipais e/ou da estrutura fiscal e orçamentária vigente no Brasil:

¹⁴ Os graus de liberdade são calculados subtraindo o número total de parâmetros do número total de variáveis instrumentais. Para o ano de 2000, existem 4 anos de instrumentos (1998,1997,1996,1995). Logo, $4 * 3 = 12$ mais a constante, resulta em 13 variáveis instrumentais. Para o ano de 1999, os anos de 1997 a 1995 são usados para calcular o número de instrumentos, resultando em $(3 * 3) + 1 = 10$ instrumentos. O número total de instrumentos é então $13 + 10 + 7 + 4 = 34$. Por ano há $3 * 2 + 1 = 7$ parâmetros. Assim, o número total de parâmetros é $7 * 4 = 28$. Portanto, os graus de liberdade para Q correspondem a $34 - 28 = 6$.

Tabela 1

Sistema de Equações para o Período 1995-2000

Estrutura da equação	Q	$gl(Q)^*$	L	$gl(L)^*$	χ^2	Conclusão
Equação para as Receitas Próprias						
H_0 : Coeficientes variáveis	$(m = 2)$	2,98	6	-	-	12,01 não rejeita H_0
H_0 : Coef. Constantes,	$(m = 2)$	18,08	18	15,1	12	18,54 não rejeita H_0
H_A : Coef. Variáveis	$(m = 2)$					
$H_0 : m = 1, H_A : m = 2$		22,02	21	3,94	3	6,25 não rejeita H_0
$H_0 : m = 0, H_A : m = 1$		468,21	24	446,19	3	6,25 rejeita H_0
H_0 : Despesa não causa Receita		22,21	22	0,19	1	3,84 não rejeita H_0
H_0 : Transferência não causa Receita		22,81	21	0,34	1	3,84 não rejeita H_0
Equação para as Despesas Correntes						
H_0 : Coeficientes variáveis	$(m = 2)$	1,87	6	-	-	12,01 não rejeita H_0
H_0 : Coef. Constantes,	$(m = 2)$	17,97	18	114,82	12	18,54 rejeita H_0
H_A : Coef. Variáveis	$(m = 2)$					
H_0 : $m=1$, H_A : $m=2$		16,78	15	14,91	9	14,68 rejeita H_0
H_0 : $m=0$, H_A : $m=1$		-	-	-	-	-
H_0 : Receita não causa Despesa		15,41	12	13,54	6	12,59 rejeita H_0
H_0 : Transferência não causa Despesa		23,39	12	21,52	6	12,59 rejeita H_0
Equação para as Transferências Correntes						
H_0 : Coeficientes variáveis	$(m = 2)$	1,43	6	-	-	12,01 não rejeita H_0
H_0 : Coef. Constantes,	$(m = 2)$	180,54	18	179,11	12	18,54 rejeita H_0
H_A : Coef. Variáveis	$(m = 2)$					
$H_0 : m = 1, H_A : m = 2$		23,61	15	22,18	9	14,68 rejeita H_0
$H_0 : m = 0, H_A : m = 1$		-	-	-	-	-
H_0 : Receita não causa Transferência		17,44	12	16,01	6	12,59 rejeita H_0
H_0 : Despesa não causa Transferência		11,84	12	10,41	6	12,59 não rejeita H_0

* $gl(Q)$ e $gl(L)$ denotam os graus de liberdade das estatísticas Q e L , respectivamente.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

- i) corroborando a evidência de que a maioria dos municípios depende fundamentalmente de transferências para consecução de seu equilíbrio fiscal, a limitada base tributária municipal faz com que seus gestores desconsiderem as fontes próprias de arrecadação dos municípios em seu planejamento fiscal ou;
- ii) o planejamento orçamentário é elaborado com base apenas na relação passada entre suas despesas e o montante de transferências, o que torna desnecessário qualquer esforço fiscal adicional que leve a mudanças na dinâmica de suas

receitas.

As estatísticas para as equações de despesas e transferências correntes, para o período 1995-2000, também são apresentados na Tabela 1. Seguindo o procedimento descrito acima, conclui-se que tanto as despesas correntes quanto as transferências correntes são descritas por equações dinâmicas com $m = 2$ e estrutura de parâmetros variáveis no tempo. Em relação aos testes de causalidade, usando um nível de significância de 5%, observa-se que ambas as fontes de receita dos governos municipais, receitas próprias e transferências correntes, causam suas despesas correntes. Por último, para o caso da equação de transferências, encontra-se que as receitas próprias causam as transferências correntes, enquanto que as despesas correntes não causam as transferências correntes.

Quanto aos resultados da equação de despesas, os testes sugerem que, na administração pública municipal, no período 1995-2000, as decisões relativas aos gastos futuros eram tomadas levando-se em conta as informações passadas sobre suas receitas próprias e as transferências correntes. Isto vai de encontro com a idéia do administrador público otimizador proposto em Hall (1978). De acordo com esse autor, sob certas condições, num ambiente onde o orçamento governamental é determinado por otimização *forward looking*, os gestores públicos planejarão seus gastos vislumbrando apenas prospectos futuros de receitas. Na estrutura do modelo econométrico proposto, esse comportamento seria evidenciado se somente as despesas passadas ajudassem a prever o comportamento das despesas; hipótese que foi rejeitada.

Vale ressaltar que as conclusões de que receitas causam despesas e despesas não causam receitas, é, portanto, uma evidência que reflete a hipótese proposta por *Friedman* de “taxar e gastar”. Dessa forma, pela evidência empírica, se finda que a administração pública municipal, no período 1995-2000, envolvia um processo fiscal e orçamentário no qual o controle de suas despesas correntes e seus déficits era baseado somente no montante de suas receitas. Ou seja, os ajustes orçamentários eram efetuados levando-se em conta apenas ajustes nas receitas.

Por último, para o período 1995-2000, observa-se que as transferências correntes causam despesas correntes, confirmando as expectativas em torno da ocorrência do efeito *flypaper* e ratificando os resultados obtidos por *Carvalho e Cossio* (2001). A presença desse efeito se deve em grande parte à forma Federativa de governo e ao federalismo fiscal adotados no Brasil, impondo maiores responsabilidades aos municípios na prestação de serviços públicos, que não têm contrapartida nas receitas. Com isso, os municípios se tornaram mais dependentes das transferências intergovernamentais em seu planejamento orçamentário.

Os resultados da aplicação do mesmo procedimento de teste para estabilidade dos parâmetros, escolha do número de defasagens e causalidade para as equações de receitas próprias, de despesas correntes e de transferências correntes, após a LRF, são apresentados na Tabela 2.

Em síntese, as equações de receitas próprias, despesas correntes e transferências correntes se apresentam como processos dinâmicos com estrutura de coeficientes variáveis no tempo e duas defasagens. Considerando os testes de causalidade a

5%, como principais resultados, observam-se interdependência causal entre receitas próprias e despesas correntes e transferências correntes causam despesas correntes.

Tabela 2

Sistema de Equações para o Período 2001-2006

Estrutura da equação	Q	$gl(Q)^*$	L	$gl(L)^*$	χ^2	Conclusão
Equação para as Receitas Próprias						
H_0 : Coeficientes variáveis	($m = 2$)	7,13	6	-	-	12,01 não rejeita H_0
H_0 : Coef. Constantes,	($m = 2$)	30,62	18	23,49	12	18,54 rejeita H_0
H_A : Coef. Variáveis	($m = 2$)					
$H_0 : m = 1, H_A : m = 2$		25,99	15	28,86	9	14,68 rejeita H_0
$H_0 : m = 0, H_A : m = 1$						
H_0 : Despesa não causa Receita		29,85	12	22,72	6	12,59 rejeita H_0
H_0 : Transferência não causa Receita		22,07	12	14,94	6	12,59 rejeita H_0
Equação para as Despesas Correntes						
H_0 : Coeficientes variáveis	($m = 2$)	9,74	6	-	-	12,01 não rejeita H_0
H_0 : Coef. Constantes,	($m = 2$)	84,47	18	74,73	12	18,54 rejeita H_0
H_A : Coef. Variáveis	($m = 2$)					
$H_0 : m = 1, H_A : m = 2$		47,89	15	38,15	9	14,68 rejeita H_0
$H_0 : m = 0, H_A : m = 1$		-	-	-	-	-
H_0 : Receita não causa Despesa		35,71	12	27,77	6	12,59 rejeita H_0
H_0 : Transferência não causa Despesa		25,79	12	16,05	6	12,59 rejeita H_0
Equação para as Transferências Correntes						
H_0 : Coeficientes variáveis	($m = 2$)	5,85	6	-	-	12,01 não rejeita H_0
H_0 : Coef. Constantes,	($m = 2$)	104,05	18	98,2	12	18,54 rejeita H_0
H_A : Coef. Variáveis	($m = 2$)					
$H_0 : m = 1, H_A : m = 2$		39,65	15	33,8	9	14,68 rejeita H_0
$H_0 : m = 0, H_A : m = 1$		-	-	-	-	-
H_0 : Receita não causa Transferência		31,57	12	25,72	6	12,59 rejeita H_0
H_0 : Despesa não causa Transferência		17,91	12	12,06	6	12,59 não rejeita H_0

* $gl(Q)$ e $gl(L)$ denotam os graus de liberdade das estatísticas Q e L , respectivamente.

Fonte: Resultados obtidos pelo autor.

Logo, com a LRF em vigor, os municípios passaram a adotar um comportamento mais responsável com respeito às suas finanças, à medida que as decisões sobre receitas próprias e despesas correntes passaram a ser tomadas simultaneamente. Como destacam Manage e Marlow (1986), o ataque ao problema de déficits orçamentários crescentes, quando existe sincronismo fiscal, deve ser feito com cautela, pois atitudes isoladas como aumentar a arrecadação, cortar despesas ou,

ainda, mudar ambas sem levar em consideração a interdependência causal entre receitas e despesas podem levar a resultados indesejados em seus impactos sobre a situação fiscal dos municípios. Sob este cenário, as autoridades fiscais passaram a buscar elevações nas receitas próprias e, simultaneamente, cortar gastos para controlar seus déficits públicos.

Outro resultado também interessante foi a manutenção da causalidade de transferências para despesas. Com isso, observa-se que a LRF não alterou a ocorrência do efeito *flypaper*. Portanto, os efeitos sobre as finanças municipais da forma de governo e do federalismo fiscal adotados no Brasil continuam a persistir mesmo após vigorar a LRF. Esse resultado já era esperado, tendo em vista que a LRF alterou os limites de gastos e endividamento públicos, mas não a composição das transferências intergovernamentais repassadas aos municípios.

É importante salientar que a mudança da estrutura de parâmetros no tempo põe em xeque os trabalhos que simplesmente impõem a constância dos parâmetros sem realizar o teste necessário para se assumir tal hipótese. Similarmente, a descoberta de que defasagens de um ou dois anos foram necessárias para se descrever o comportamento dinâmico das variáveis fiscais indica que modelos que consideram somente o relacionamento contemporâneo entre as variáveis omitem um aspecto importante do problema (Dahlberg e Johansson 1998).

6. Conclusões

Esse trabalho analisa a relação de causalidade entre receitas e despesas municipais no Brasil considerando o marco legal advindo da implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF).

Modelos vetoriais autoregressivos (VAR) com dados em painel compostos pelas informações das rubricas de receitas próprias, despesas correntes e transferências correntes para os municípios brasileiros foram estimados no período de 1995 a 2006. Visando captar os efeitos da LRF sobre a referida relação de causalidade, a amostra foi dividida em dois subperíodos de acordo com a data da sanção deste dispositivo: Pré-LRF (1995-2000) e Pós-LRF (2001-2006) e as estimativas foram obtidas de acordo com a proposta de Holtz-Eakin et alii (1988) para modelos VAR com dados em painel.

Constata-se que no período Pré-LRF sustenta-se a hipótese “taxar e gastar” preconizada por Friedman (1978). A explicação imediata para esse resultado é a necessidade de manutenção de uma elevada carga tributária, por parte dos municípios, com a finalidade de financiar seus gastos públicos em uma estrutura que pouco permite arrecadar e face ao reduzido nível da atividade econômica em grande parte das prefeituras. Ademais, a elevada dependência de transferências constitucionais fixadas em cada exercício e a impossibilidade de elevações extraordinárias desta rubrica justificam a constatação de evidências de que os municípios concentram seus esforços visando elevar as receitas próprias para equacionar gastos extras em conta corrente.

Outro resultado que merece destaque indica a não sustentação da hipótese de determinação dos orçamentos municipais por decisões *forward looking*, como proposto por Hall (1978). Já que receitas causam despesas no sentido de Granger, as receitas próprias passadas também são determinantes para o comportamento das despesas correntes no período atual, e não apenas as despesas correntes passadas e receitas próprias futuras.

Para o período Pós-LRF, as estimativas sustentam a hipótese de “sincronismo fiscal” entre receitas e despesas. Mantém-se a causalidade de receitas para despesas e, simultaneamente, despesas passaram a causar receitas no sentido de *Granger*. A explicação imediata é o maior rigor preconizado pela LRF em relação ao atendimento aos limites para endividamento e gastos, especialmente com pessoal, visando evitar o insucesso deste dispositivo disciplinador de gastos, a exemplo das Leis Camata I e II. Deste modo os municípios passaram a gerir melhor suas despesas correntes, tornando seus gastos mais produtivos, propiciando o aumento da atividade econômica, e, conseqüentemente, viabilizando a elevação de suas receitas próprias.

O fato é que a LRF parece ter induzido atitudes mais responsáveis por parte das autoridades municipais, à medida que as decisões sobre taxar e gastar passaram a ser tomadas simultaneamente. Com isso, os municípios passaram a buscar elevações nas receitas e, concomitantemente, as administrações públicas reduziram gastos de forma a torná-las solventes.

Outro resultado que merece destaque diz respeito à ocorrência do efeito *flypaper* nas finanças dos municípios brasileiros, confirmando os resultados obtidos Carvalho e Cossio (2001). A presença desse efeito se deve, principalmente, ao federalismo fiscal adotado no Brasil, que embora descentralizando competências e recursos a partir da Carta de 1988, atribuiu mais responsabilidades aos municípios na prestação de serviços públicos estímulo à elevação de suas receitas próprias, tornando esta esfera mais dependente das transferências intergovernamentais dos estados e da União.

Ressalta-se ainda que, para o Brasil, há poucos trabalhos que buscam entender o relacionamento entre receitas e despesas municipais considerando sua dinâmica. A maioria deles assume a constância dos parâmetros no tempo sem realizar os testes para se assumir tal hipótese. Visando suprimir esta falha e contribuir com o debate nesta área, o trabalho estimou modelos com parâmetros variáveis, confrontando os resultados encontrados nos trabalhos anteriores que não realizaram testes para descobrir o comportamento dos parâmetros no tempo. Não obstante, observando que foram necessárias defasagens de um ou dois anos para se explicar o comportamento das receitas e despesas, estudos que consideram apenas o relacionamento contemporâneo entre essas variáveis omitem um aspecto muito importante do problema.

Finalmente, cabe sugerir uma investigação da sustentabilidade fiscal dos municípios brasileiros considerando a possível não-linearidade do efeito *flypaper*. Vários estudos apontam que, na ocorrência desse efeito, um aumento nas transferências provoca um aumento nas despesas. Todavia, uma redução nessas

transferências não conduz a menores despesas, podendo acarretar déficits fiscais.

Referências bibliográficas

- Anderson, W., Wallace, M. S., & Warner, J. T. (1986). Government spending and taxation: What causes what? *Southern Economic Journal*, 52:630–639.
- Barro, R. (1979). On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, 87:940–971.
- Black, D. (1948). On the rationale of group decision-making. *Journal of Political Economy*, 56:23–34.
- Blander, R. & Dhaene, G. (2011). Unit root tests for panel data with AR(1) errors and small T. Working paper, K. U. Leuven .
- Bradley, T. E. & Payne, E. J. (1998). Government revenue – Expenditure nexus: Evidence from Latin America. *Journal of Economic Development*, 23:57–69.
- Buchanan, J. & Wagner, R. (1977). *Democracy in Deficit*. Academic Press, New York.
- Carvalho, L. M. & Cossio, F. A. B. (2001). “flypaper effect” e spillovers espaciais no Brasil: Evidências de finanças públicas municipais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31:75–124.
- Chamberlain, G. (1983). Panel data. In Griliches, Z. & Intriligator, M., editors, *The Handbook of Econometrics*, volume 2. North Holland Publishing Co., Amsterdam.
- Chang, T. & Ho, Y. (2002). A note on testing “tax-and-spend or fiscal synchronization”: The case of China. *Journal of Economic Development*, 27:151–160.
- Cheng, B. (1999). Causality between taxes and expenditures: Evidence from America countries. *Journal of Economics and Finance*, 23:184–192.
- Dahlberg, M. & Johansson, E. (1998). The revenues-expenditures nexus: Panel data evidence from Swedish municipalities. *Applied Economics*, 30:1379–1386.
- Fioravante, D. G., Pinheiro, M. M. S., Vieira, R. S. V., & Santos, J. C. (2006). Lei de Responsabilidade Fiscal e Finanças Públicas Municipais: Impactos sobre despesas com pessoal e endividamento. Texto para discussão, IPEA, Rio de Janeiro.
- Friedman, M. (1978). The limitations of tax limitation. *Tax Review*, 5:7–14.
- Gadella, S. R. B. (2007). Causalidade temporal entre tributação e gastos públicos. In *Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística*, 18.
- Giuberti, A. C. (2005). Lei de responsabilidade fiscal: Efeitos sobre o gasto com pessoal dos municípios brasileiros. In *Anais do XXXIII ANPEC*.
- Gomes, G. M. & MacDowell, M. C. (2000). Descentralização política, federalismo fiscal e criação de municípios: O que é mau para econômico nem sempre é bom para o social. Texto para discussão, IPEA.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86:971–987.
- Harris, R. & Tzavalis, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*, 91:201–226.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56:1371–1395.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. (1989). The revenues expenditures nexus: Evidence from local government data. *International Economic Review*, 30:415–429.
- Hoover, K. & Sheffrin, S. (1992). Causation, spending, and taxes: Sand in the sandbox or tax collector for the welfare state? *American Economic Review*, 82:225–248.

- Lopes, D., Rebelo, A., & Gomes, C. (2008). Arrecadar e gastar ou gastar e arrecadar? Evidências para o caso brasileiro. In *Anais do XXXVI ANPEC*, Bahia.
- Manage, N. & Marlow, M. L. (1986). The causal relation between federal expenditures and receipts. *Southern Economic Journal*, 52:617–629.
- Meltzer, A. & Richard, S. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, 89:914–927.
- Miosio, A. (2001). *Spend and Tax or Tax and Spend? Panel Data Evidence from Finnish Municipalities During 1985-1999*. Valtion Taloudellinen Tutkimuskeskus, Government Institute for Economic Research, Helsinki, VATT.
- Miosio, A. & Kangasharju, A. (1997). The revenues-expenditures nexus– Evidence from finnish local government panel data. Working Paper 169, University of Jyväskylä.
- Musgrave, R. A. (1959). *The Theory of Public Finance*. McGraw Hill, New York.
- Narayan, P. K. (2005). The government revenue and government expenditure nexus: Empirical evidence from nine Asian countries. *Journal of Asian Economics*, 15:1203–1216.
- Niskanen, W. (1971). *Bureaucracy and Representative Government*. Aldine Transaction, Chicago.
- Oates, W. E. (1972). *Fiscal Federalism*. Harcourt Brace Jovanovich, New York.
- Peacock, A. T. & Wiseman, J. (1979). Approaches to the analysis of government expenditures growth. *Public Finance Quarterly*, 7:3–23.
- Ram, R. (1988). Additional evidence on causality between government spending and taxation. *Southern Economic Journal*, 54:763–769.
- Rao, M. G. & Singh, N. (2000). The political economy of center-state fiscal transfers in India. In *Columbia University-World Bank Conference on Institutional Elements of Tax Design and Reform*.
- Silva, C. G., Machado, S. J., Lopes, D. T., & Rebelo, A. M. (2010). Receitas e gastos governamentais: Uma análise de causalidade para o caso brasileiro. *Economia Aplicada*, 14:265–275.
- Tiebout, C. (1956). A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy*, 64:416–424.
- Von Furstenberg, G., Green, R., & Jeong, J. (1986). Tax and spend or spend and tax? *Review of Economics and Statistics*, 58:179–188.