**VARIABILIDADE DO EFEITO FLYPAPER E FORÇA POLÍTICA: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS**

Prof. Dr. Glauber Marques Nojosa – Departamento de Economia Aplicada (DEA/UFC)

[glaubernojosa@caen.ufc.br](mailto:glaubernojosa@caen.ufc.br)

Prof. PhD Fabrício Carneiro Linhares – CAEN (UFC)

[flinhares@caen.ufc.br](mailto:flinhares@caen.ufc.br)

**RESUMO**

Neste artigo busca-se analisar a presença do efeito *flypaper* e sua variabilidade utilizando um modelo com efeito limiar (*thresold*), proposto por Hansen (2000). Para isso, utilizam-se dados para os municípios brasileiros referentes ao ano de 2010 e a variável força política assume o papel de *threshold* ao se inferir acerca da variabilidade do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros. Dentre os principais resultados encontrados, ratifica-se a presença do efeito *flypaper* nas finanças dos municípios brasileiros e comprova-se empiricamente a relação entre decisões políticas e orçamentárias, ocorrendo efeito *flypaper* mais intenso em municípios cuja base aliada do prefeito é proporcionalmente maior que a oposição nas Câmaras de Vereadores. Verifica-se, ainda que municípios com prefeito politicamente forte, a heterogeneidade da base aliada no legislativo local eleva as despesas orçamentárias municipais, suscitando indícios do favorecimento de práticas clientelistas e dispendiosas para os municípios.

**Palavras-chave:** Finanças Públicas Municipais, Efeito *Flypaper*, Modelo com Efeito *Threshold*, Força Política.

**Classificação JEL:** H77, E62, C13.

**ABSTRACT**

This paper aims at analyzing the presence of flypaper effect and its variability by using a threshold model proposed by Hansen (2000). We used data of Brazilian municipalities from 2010 and the variable political strength takes the role of threshold by inferring about the variability of the flypaper effect in public finance of the Brazilian municipalities. Our results indicates the presence of the flypaper effect in public finance of the Brazilian municipalities and prove empirically the relationship between political and budget decisions, occurring more intense flypaper effect in municipalities whose mayor’s political allies are proportionally outnumber opponents in the City Councils. Moreover, in municipalities with politically strong mayor the heterogeneity of the allies in the City Council raises the expenditure budget, evoking evidence of favoring clientelistic and costly practices for the municipalities.

**Keywords:** Municipal Public Finance, Flypaper Effect, Threshold Model, Political Strength.

**JEL Classification:** H77, E62, C13.

1. **INTRODUÇÃO**

Desde a década de 70, uma vasta literatura teórica e empírica tem buscado explicar as decisões de despesas dos governos subnacionais considerando a arrecadação tributária e o recebimento de transferências incondicionais. De acordo com a Teoria do Eleitor Mediano (BOWEN, 1943; BLACK, 1948 e DOWNS, 1957), as despesas públicas adicionais geradas por um aumento na renda disponível dos contribuintes ou pelo recebimento de transferências incondicionais *lump sum* de mesma magnitude seriam idênticos. Isto é enigmático, pois as evidências empíricas de federalismo fiscal mostram que as transferências incondicionais aumentam as despesas dos governos locais mais do que um aumento equivalente na renda pessoal privada via transferências diretas ou corte de impostos (HINES e THALER, 1995).

Essa regularidade empírica recebeu o nome de efeito *flypaper* e reflete o fato de que “*money sticks where it hits*” (COURANT, GRAMLICH e RUBINFELD, 1973, p, 6). Dessa forma, as evidências empíricas sugerem a violação da racionalidade inerente à Teoria do Eleitor Mediano, na medida em que as transferências recebidas pelo setor público tendem a permanecer no orçamento do setor público, que aumenta suas despesas, ao invés de repassá-las aos contribuintes diretamente na forma de transferências, ou indiretamente pela redução de tributos (FISHER, 1982)

Vários trabalhos empíricos indicam a presença do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos governos locais (ou municípios) de vários países, como Estados Unidos (GRAMLICH, 1969; GRAMLICH E GALPER, 1973), Suécia (DAHLBERG e JOHANSSON, 1998), Suíça (POMMEREHNE e SCHNEIDER, 1978), Finlândia (MIOSIO e KANGASHARJU, 1997), Turquia (SARUC e SAGBAS, 2008), Alemanha (KALB, 2010), China (LEE e VULETIN, 2012) e Brasil (CARVALHO e COSSIO, 2001; COSSIO, 2002; LINHARES et al, 2012). Embora haja uma quantidade significativa de artigos que buscam explicar teórico e empiricamente o efeito *flypaper*, a literatura ainda se ressente de uma explicação compreensiva e definitiva acerca das raízes deste efeito nas finanças públicas dos governos subnacionais. Segundo Bailey e Connolly (1998), várias linhas de pesquisa têm sido sugeridas, contudo os resultados encontrados são superficiais, de modo que a dúvida permanece sobre o tamanho, ou até mesmo a existência de tal efeito.

Mais recentemente, os pesquisadores têm buscado verificar não apenas a presença do efeito *flypaper*, mas também estudar suas fontes de variabilidade nas finanças públicas dos governos locais. As principais análises que tratam dessa variação apontam como suas causas a competição nos mercados locais por bens públicos (SCHNEIDER e JI, 1987), a heterogeneidade do grau de informação do eleitor sobre transferências intergovernamentais (STRUMPF, 1998), a força política (TOVMO e FALCH, 2002), a especificação econométrica das transferências (RIOS e COSTA, 2005), a heterogeneidade da renda (WITTERBLAD, 2007) e a eficiência na arrecadação tributária (ARAGON, 2012).

A literatura empírica sobre a variabilidade do efeito *flypaper* ainda é incipiente e a maioria dos autores se atém a discutir somente a presença deste efeito nas finanças públicas de governos locais por meio de modelos lineares ou log lineares. Diante disso, este artigo amplia a discussão sobre o tema ao analisar a presença do efeito *flypaper* e sua variabilidade utilizando dados para os municípios brasileiros por meio de um modelo com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000). Neste caso, a variável força política nos municípios assume o papel de *threshold* para captar a variabilidade do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros, de modo que municípios mais fortes politicamente tendam a ter suas despesas complementadas via transferências incondicionais, intensificando o efeito *flypaper* no município. Dessa forma, o modelo linear passaria a ser somente um caso especial da modelagem com efeito *threshold*.

Diante da necessidade de gestões fiscais responsáveis, exigidas pela Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), combinada à conscientização e à cobrança popular pela utilização transparente e eficiente dos recursos públicos, um estudo dessa natureza é de suma importância para o Brasil, pois a ocorrência do efeito *flypaper* pode provoca efeitos perversos nas administrações dos municípios brasileiros, como a expansão de gastos públicos além do nível desejado pela sociedade, dependência de recursos intergovernamentais, incentivo à ineficiência da arrecadação tributária, sucessivos déficits e endividamento dos municípios.

Dentre os principais resultados encontrados, considerando a representatividade da amostra utilizada, ratifica-se a presença do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros e comprova-se empiricamente a relação entre decisões políticas e orçamentárias, sendo o efeito *flypaper* mais acentuado em municípios cuja base aliada do prefeito é relativamente maior que a oposição nas Câmaras de Vereadores. Verifica-se também que em municípios com base aliada ao prefeito proporcionalmente maior que a oposição, a heterogeneidade da base aliada aumenta as despesas municipais, suscitando o favorecimento da prática de políticas clientelistas e onerosas aos municípios.

Além desta introdução, o artigo é organizado como segue. Na próxima seção, apresenta-se a revisão de literatura acerca do efeito *flypaper* e as diferentes abordagens utilizadas para se evidenciar este fenômeno. Na terceira, expõe-se o modelo teórico. Na quarta seção, discorre-se sobre a base de dados e a metodologia utilizada no trabalho. Já na quinta seção, discutem-se os resultados obtidos na estimação e, por fim, na sexta, comentam-se as conclusões, propõem-se políticas e questões para pesquisas futuras.

1. **REFERENCIAL TEÓRICO**

A capacidade fiscal dos municípios pode variar entre as unidades de uma mesma federação, de acordo com sua base tributária. Com isso, municípios mais ricos teriam maior capacidade de arrecadação tributária e acesso a bens públicos de melhor qualidade. No entanto, é consensual na literatura de federalismo fiscal a existência de uma unidade nacional e que contribuintes da mesma federação consumam bens públicos de mesma qualidade, independente da região em que habitem (OATES, 1972).

As bases teóricas da literatura de federalismo fiscal lançadas por Tiebout (1956), Musgrave (1959) e Oates (1972) estabelecem referenciais teóricos favoráveis à descentralização fiscal para melhoria do bem estar nos governos subnacionais. Uma maior proximidade entre governantes e contribuintes torna as provisões de bens e serviços públicos mais eficientes, de acordo com as preferências e demandas locais. Teoricamente, em um ambiente de perfeita informação e competição política, uma transferência *lump sum* para um município teria os mesmos efeitos alocativos e distributivos se os fundos fossem repassados diretamente aos residentes da localidade (BRADFORT e OATES, 1971).

Contudo, esse comportamento isonômico dos governos subnacionais diante de receitas advindas de transferências incondicionais ou tributos tem sido amplamente refutado na literatura empírica de federalismo fiscal (GRAMLICH e GALPER, 1973; HINES e THALER, 1995; GAMKHAR e SHAH, 2007). Na realidade, as evidências têm consistentemente mostrado que as transferências intergovernamentais proporcionam um impacto maior nas despesas dos governos locais do que aumentos na receita tributária de mesma magnitude. Na literatura de finanças públicas esse fenômeno recebe o nome de efeito *flypaper* (OATES, 1999).

Dentre as principais abordagens para explicar a presença do efeito *flypaper* nas finanças dos governos subnacionais destacam-se a ilusão fiscal (OATES, 1972; COURANT, GRAMLICH e RUBINFELD, 1979; LOGAN, 1986), as falhas da estrutura institucional e falhas por aprendizagem ou hábitos (BRADFORT e OATES, 1971), a ganância dos políticos (McGUIRE, 1975), a desarmonia de interesses entre eleitores e políticos (burocratas) (GRAMLICH, 1977; ROMER e ROSENTHAL, 1980), a omissão de determinantes da demanda por bens públicos (HAMILTON, 1983), o peso morto da taxação (HAMILTON, 1986), a capitalização tributária (TURNBULL e NIHO, 1986), os custos de transação (QUIGLEY e SMOLENSKY, 1992) e a incorreta especificação do modelo econométrico (BECKER, 1996).

Uma das vertentes metodológicas mais utilizadas para se detectar a presença de efeito *flypaper* nas finanças públicas de governos subnacionais é a de painel dinâmico, desenvolvida por Holtz Eakin, Newey e Rosen (1988). Nestes casos, estima-se um vetor autorregressivo (VAR) dinâmico e a ocorrência do efeito *flypaper* surge pela causalidade das transferências intergovernamentais nas equações de despesas (HOLTZ-EAKIN, NEWEY; ROSEN, 1989; DALHBERG e JOHANSSON, 1998; MIOSIO, 2000; LINHARES, SIMONASSI e NOJOSA, 2012).

Outra metodologia muito utilizada é a aplicação de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em modelos lineares (MCGUIRE, 1979; INMAN, 1971) ou loglineares (INMAN, 1978; BAE e FEIOCK, 2004). Neste caso, a ocorrência do efeito *flypaper* é ratificada caso a elasticidade das despesas com relação às transferências seja maior que a elasticidade da despesa com respeito à renda. Becker (1996) compara os resultados de vários estudos empíricos utilizando essas metodologias e conclui que as estimativas do efeito *flypaper* tendem a ser consistentemente maiores em modelos lineares do que loglineares. Para a mesma base de dados coletada e variáveis explicativas propostas, a autora mostra empiricamente que a utilização de um modelo linear fornece um efeito *flypaper* inflacionado, enquanto na equação loglinear não se fornecem evidências de tal efeito.

A literatura teórico-empírica de finanças públicas ainda é incipiente na mensuração da variabilidade do efeito *flypaper*, sobretudo considerando fatores políticos. Em termos teóricos, destacam-se Fossett (1990) e Roemer e Silvestre (2002). O primeiro propõe um modelo em que o efeito *flypaper* surge diante da incerteza e instabilidade inerentes às receitas de transferências e do comportamento avesso ao risco dos burocratas locais. Já para Roemer e Silvestre (2002), a presença do efeito *flypaper* não seria uma anomalia, mas uma regra em modelos de equilíbrio político-econômico. Para discutir essa hipótese, os autores utilizam um modelo do eleitor mediano e aplicam o conceito de Equilíbrio de Nash com Unanimidade Partidária, desenvolvido por Roemer (2001). Segundo os autores, a não equivalência do aumento nas transferências e na renda da comunidade seria uma regularidade em modelos de decisão coletiva como uma competição eleitoral com vários partidos políticos.

Já em termos empíricos, dentre as principais metodologias empregadas estão a utilização de modelos lineares ou log lineares com variáveis *dummies* (TOVMO e FALCH, 2002; RIOS e COSTA, 2005), Mínimos Quadrados de Dois Estágios (2SLS) (ARAGON, 2012) e painel dinâmico (WITERBLAD, 2007; LINHARES, SIMONASSI e NOJOSA, 2012). Nesse contexto, sugere-se uma nova metodologia para investigar a variabilidade do efeito *flypaper*. Para isso, utiliza-se um modelo com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000), em que a força política do prefeito local assume o papel de variável *threshold*. Na seção seguinte, apresenta-se o modelo teórico com base problema do eleitor mediano e conjectura-se sobre a ocorrência de efeito *flypaper*.

1. **MODELO TEÓRICO**

As principais contribuições acerca da relação entre transferências intergovernamentais e a prestação de serviços públicos são destacadas na literatura por meio do modelo do eleitor mediano. Em modelos de decisão democrática acerca da provisão de bens públicos, o nível de bens públicos fornecidos pelo governo deve satisfazer às preferências do eleitor relevante, no caso de eleições majoritárias, o eleitor mediano (ou pivotal). Neste modelo, as transferências intergovernamentais afetam as despesas dos governos receptores ao alterar a renda efetiva do eleitor mediano, aumentando os gastos com bens públicos. Com isso, esperar-se-ia que elevações nas transferências tivessem impactos semelhantes na despesa com bens públicos e na renda do eleitor mediano.

Em termos formais, pode-se considerar o problema do eleitor mediano pela maximização sua utilidade (), que depende do consumo de bens públicos (*G*) e privados (*X*), sujeito à sua restrição orçamentária. Sob tal restrição a renda privada do eleitor mediano () somada a sua parcela recebida via transferências incondicionais () deve ser condizente com seus gastos com bens públicos e privados. Considere  o volume de transferências incondicionais e  a participação dos tributos na renda do contribuinte (ou *tax share*). Seguindo Carvalho e Cossio (2001), o problema do eleitor mediano corresponde a:

 (1)

Sujeito a

, (2)

onde  é o preço (ou custo) unitário dos bens públicos e *G* é a quantidade de bens públicos consumida pelo eleitor mediano. Tomando as condições de primeira ordem do referido problema, obtém-se:

 (3)

Considerando o equilíbrio orçamentário municipal, qual seja, a receita total proveniente de bens públicos () deve ser equivalente à sua despesa total (), diferenciando totalmente a equação (3) e usando a restrição orçamentária (2), pode-se mostrar que

 (4)

Reescrevendo a equação acima em termos de elasticidades, pode-se encontrar a equivalência entre a elasticidade da demanda por bens públicos via renda privada do eleitor mediano () e via transferências incondicionais ():

 (5)

A figura 1 abaixo mostra graficamente a equivalência teórica entre as transferências incondicionais *lump sum* e a renda própria do eleitor mediano. Dada restrição a orçamentária inicial do eleitor mediano (), a escolha ótima das quantidades de bens públicos e privados se dá na interseção de  com a função utilidade inicial do eleitor mediano (), ou seja, no ponto C. Considerando-se uma transferência incondicional (*A*), a restrição orçamentária do contribuinte se desloca de forma idêntica a um aumento de magnitude *t.A* em sua renda privada. Dado que em ambos os casos a participação nos tributos (*t*) por parte do eleitor mediano não se altera, o deslocamento da restrição orçamentária é paralelo e o novo ponto de tangência D entre a nova restrição orçamentária () e a curva de utilidade do eleitor mediano () pode ser atingido por uma transferência intergovernamental (*A*) ou por um aumento na renda do eleitor mediano de magnitude *t.A*. Dessa forma, uma elevação na renda do eleitor mediano deve aumentar os gastos com bens públicos na mesma proporção de uma elevação via transferências do tipo *lump sum* (CARVALHO e COSSIO, 2001 e WYCKOFF, 1988).

Figura 1: Modelo do eleitor mediano. Equivalência entre transferências incondicionais de montante *A* e aumento na renda privada do eleitor mediano no valor de *t.A*.

Fonte: Elaboração própria, adaptado de Carvalho e Cossio (2001).

No entanto, Bailey e Connolly (1998) e Carvalho e Cossio (2001) destacam que as literaturas teórico-empíricas têm amplamente rejeitado tal equivalência presumida na Teoria do Eleitor Mediano. Em termos teóricos, as principais críticas se concentram nos pressupostos do modelo e tais hipóteses estão claramente abertas à discussão, pois os eleitores podem ser estrangeiros, os governos tomam múltiplas decisões, as preferências dos eleitores podem ser variadas, pode haver informação imperfeita e ilusão fiscal, nem todos os eleitores pagam o custo marginal dos serviços públicos, nem todos os benefícios gerados são bens públicos puros, os eleitores nem sempre declaram suas preferências honestamente etc.

Empiricamente, verifica-se que a equivalência entre os aumentos de renda e transferências raramente ocorre (GRAMLICH e GALPER, 1973; GRAMLICH, 1977; FISCHER, 1982, STRUMPF, 1988; CARVALHO e COSSIO, 2001). Ao contrário, regularmente o efeito *flypaper* está presente nas finanças públicas dos estados e municípios, ou seja, as estimativas da elasticidade despesa das transferências superam as da renda:

 , (6)

onde  representa as elasticidades estimadas.

1. **METODOLOGIA**

Nesta seção, discutem-se a base de dados e as variáveis utilizadas, bem como suas fontes e sinais esperados. Além disso, apresenta-se o modelo básico (*benchmark*) utilizado na literatura de efeito *flypaper* e o modelo econométrico proposto para se analisar a presença e a variabilidade deste efeito nas finanças públicas dos municípios brasileiros.

**4,1 BASE DE DADOS**

Para analisar a presença e a variabilidade do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros utilizam-se dados *cross* *section* para 5.588 municípios referentes ao ano de 2010. O procedimento empírico utiliza o modelo com efeito limiar (*thresholds*), proposto por Hansen (2000), em dados municipais financeiros, demográficos e políticos.

Os dados financeiros foram obtidos junto ao IPEADATA, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), e à Secretaria do Tesouro Nacional (STN), mais especificamente da publicação Finanças Brasil – Dados Contábeis para os Municípios (FINBRA), que contém informações detalhadas de execução orçamentária (receitas e despesas) e balanço patrimonial para os municípios, referentes ao ano de 2010. Já os dados demográficos foram coletados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com exceção do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (*idh*) de 2010, que foi obtido do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Por fim, os dados políticos foram extraídos do Tribunal Superior Eleitoral (TSE) e se referem às eleições municipais de 2008, para prefeitos e vereadores.

Para garantir a fidelidade dos dados à teoria, eliminam-se da amostra municípios que apresentaram informações ausentes (*missing values*) e/ou dados inconsistentes. Com isso, eliminam-se da amostra 801 municípios que não possuíam dados para as variáveis selecionadas e 41 que apresentaram despesas maiores que suas receitas orçamentárias. Dessa forma, a amostra final corresponde a 4.746 municípios. O quadro 1 nos Anexos apresenta as variáveis utilizadas, bem como suas descrições, fontes e seus respectivos sinais esperados. As variáveis foram transformadas em termos *per capita* e logaritmos. Com isso, os coeficientes estimados podem ser interpretados como elasticidades.

O procedimento empírico envolve a estimação de uma função demanda por bens públicos cuja variável dependente é a despesa orçamentária *per capita* (*dorc*) e as variáveis independentes são o preço do bem público (*t*), a renda total do eleitor mediano (*Z*), a participação das transferências incondicionais *per capita* na renda do eleitor mediano (*pa*), a densidade demográfica (*dens*), o grau de urbanização do município (*urb*), a proporção da população municipal com até 14 anos de idade (*age*14), a proporção da população com 65 anos ou mais de idade (*age*65), a proporção de negros na população (*black*), o Índice de Desenvolvimento Humano Médio do Município (*idh*) e o índice de fragmentação partidária (*frag*). Já como variável *threshold*, considera-se a força política (*fpol*)[[1]](#footnote-1). A tabela 1 nos anexos apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.

Na construção da renda total do eleitor mediano (Z) e participação das transferências na renda *per capita* do eleitor mediano (*pa*) utilizam-se transferências incondicionais[[2]](#footnote-2) aos municípios, que incluem repasses de verbas federais e estaduais a esses entes. Dentre os recursos federais estão o Fundo de Participação dos Municípios (FPM), a Cota-parte do Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (50% do ITR), a Cota-parte do Imposto sobre Operações Relativas ao Metal Ouro como Ativo Financeiro  (70% do IOF Ouro) e a Cota-parte do Imposto sobre Produtos Industrializados destinados à Exportação (25% do IPI Exportação repassado aos Estados com os mesmos critérios de repasse do ICMS). Já os recursos estaduais compreendem a Cota-parte do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços (25% do ICMS) e a Cota-parte do Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (50% do IPVA).

A verificação empírica da existência de efeito *flypaper* nos municípios brasileiros depende do coeficiente associado à participação das transferências incondicionais *per capita* na renda do eleitor mediano (*pa*). Segundo a Teoria do Eleitor Mediano (BOWEN, 1943; BLACK, 1948 e DOWNS, 1957), que pressupõe a inexistência de efeito *flypaper*, essa variável não seria significante, pois aumentos nas transferências ou na receita tributária deveriam ter o mesmo efeito sobre as despesas municipais. Com isso, a composição da renda não influenciaria os gastos locais. Contudo, a constatação da significância da variável *pa* indicaria que as transferências incondicionais e a renda possuem efeitos diferentes sobre as despesas municipais. Seguindo Cossio (2002), a presença do efeito *flypaper* se verificará para um valor positivo e menor que a unidade para o coeficiente estimado de *pa*.

É assente na literatura de finanças públicas a influência das instituições políticas nas decisões orçamentárias dos governos nacionais e subnacionais (BORGE, 2005). Uma grande quantidade de partidos nas Câmaras de Vereadores aumenta as despesas dos municípios com a formação de governos de coalizão. Isto implica na cessão de recursos para projetos específicos em regiões de influência dos políticos, criação de secretarias, cargos comissionados etc. Assim, introduz-se a variável *frag* para captar os efeitos do custo social da costura político-partidária nas Câmaras de Vereadores para a formação da base aliada do prefeito. A variável *frag* representa um índice de fragmentação partidária construído pelo inverso do índice de Hirschman – Herfindhal(*HH*)*[[3]](#footnote-3)*, que mede a concentração partidária nas Câmaras de Vereadores. Logo, *frag* representa o número de partidos igualmente equivalentes nas Câmaras Municipais. Seguindo Gilligan e Matsuaka (2001), espera-se que as despesas municipais sejam positivamente relacionadas ao número de partidos presentes na Câmara de Vereadores, pois a inexistência de maioria, ou mesmo a heterogeneidade da base aliada, requer a construção de governos de coalizão, representando um ônus para o município.

Já a variável *threshold* força política (*fpol*) foi construída considerando-se a razão entre o número de vereadores pertencentes à coligação do prefeito eleito e o total de vereadores (ou número total de vagas na câmara de vereadores do município)[[4]](#footnote-4). Logo, esta variável reflete o quão grande é a base aliada do prefeito na Câmara de Vereadores local. Dessa forma, espera-se que municípios que apresentam base aliada maior que a oposição tenham mais facilidade de aprovar os orçamentos municipais e, assim, complementar suas despesas com as transferências incondicionais recebidas. Portanto, espera-se que municípios que apresentem maior força política possuam efeito *flypaper* mais contundente.

A tabela 2 mostra participação das transferências incondicionais e da receita tributária na receita orçamentária dos municípios agregadamente por regiões, estados e Brasil. Pode-se observar que municípios pertencentes às regiões Norte e Nordeste apresentam menor capacidade de arrecadação tributária e consequentemente, maior necessidade de financiamento pelos governos federal e estaduais. Nas regiões mais desenvolvidas, a representatividade média dessas transferências é relativamente menor, correspondendo a 38% e 44%, respectivamente, para as regiões Sudeste e Sul.

Com o aumento das atribuições dos Municípios, a partir da Constituição de 1988, amplia-se a dependência dessas unidades político-administrativas por recursos intergovernamentais federais e estaduais. Essa dependência se torna latente quando se observam as participações das transferências incondicionais e receitas tributárias nas receitas orçamentárias municipais (Tabela 2). No Brasil, as transferências incondicionais representam em média 44% das receitas totais dos municípios, enquanto a receita tributária corresponde a cerca de 15% das receitas orçamentárias desses entes. Vários trabalhos empíricos como Gomes e McDowell (2000) têm relatado a necessidade de tais recursos para sobrevivência financeira de alguns municípios, sobretudo nas regiões mais pobres do país. Este é o caso de municípios como Pimenteiras do Oeste (RO) e Santo André (PB), cujas transferências incondicionais representam em média 99% e 98%, respectivamente, das receitas orçamentárias desses municípios[[5]](#footnote-5).

**4.2. MODELO ECONOMÉTRICO**

Para investigar a presença e a variabilidade do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros, estima-se uma função demanda por bens públicos adaptada ao modelo de regressão com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000). A força política assume o papel de variável *threshold*. A amostra utilizada contém dados financeiros, demográficos e políticos de 5.558 municípios brasileiros para o ano de 2010.

Seguindo a literatura (TOVMO e FALCH, 2002; RIOS e COSTA, 2005 e SARUC e SAGBAS, 2008), assume-se a especificação linear como referência (*benchmark*) na comparação dos resultados obtidos. O modelo linear assume a seguinte forma:

, onde  (8)

Como apresentado no Quadro 1,  é a despesa orçamentária *per capita* do *i*-ésimo município e  é o vetor de variáveis explicativas, ou de controle.  é o termo de erro independente e identicamente distribuído com média zero e variância finita. Já  é o vetor de coeficientes. Contudo, Becker (1996) e Worthington e Dollery (1999) apontam falhas no modelo linear e ressaltam que o efeito *flypaper* pode ser inflacionado em tal especificação. Para contornar esse problema, adapta-se a regressão linear ao modelo com efeito *threshold* de Hansen (2000), com a possibilidade de se detectar a variabilidade do efeito *flypaper* considerando fatores políticos como seus determinantes. Para facilitar a exposição, supõe-se a existência de apenas dois regimes. O modelo *threshold* pode ser descrito como:

**,** (9)

onde ;  e 

Utiliza-se  como variável *thresold* para analisar a divisão da amostra em dois grupos e  é o parâmetro *threshold* a ser estimado.  é uma função indicadora em que  assume o valor 1 quando  e 0, caso contrário e  assume o valor 1 quando  e 0, caso contrário. Dessa forma, a especificação linear passa a ser um caso particular do modelo com efeito *threshold* quando .

Considerando a equação (2) em notação matricial, tem-se:

 (10)

onde, .

O procedimento de estimação segue a metodologia proposta por Hansen (2000). Define-se o espaço , onde  e . Note que o vetor de parâmetros  pode assumir diferentes valores, de acordo com a força política do município. Assim, estima-se por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para todo , formando a soma de quadrados dos resíduos . As estimativas de  e  são os valores que minimizam as respectivas somas de quadrados dos resíduos, . Ou seja, .

Para testar a linearidade do modelo, realiza-se um teste de hipótese cuja hipótese nula é a linearidade do modelo () e a alternativa é a presença do modelo com efeito *threshold* (ou ). Neste caso, Hansen (1996) sugere a utilização de um teste do Multiplicador de Lagrange (LM) consistente na presença de heterocedasticidade, com as devidas correções pela matriz de White. Caso se aceite estatisticamente o modelo com efeito *threshold*, com um limiar e dois regimes, o procedimento seguinte é a estimação do modelo com dois *thresholds*, que possui três regimes, e testá-lo contra o modelo com apenas um limiar. Sequencialmente, repete-se esse procedimento até que o número de regimes do modelo seja determinado.

1. **RESULTADOS**

Considerando a base de dados e o procedimento empírico descritos na seção anterior, apresentam-se os principais resultados para a demanda por bens públicos linear e com efeito *threshold*, proposto por Hansen (2000). O foco principal deste estudo é capturar a presença e variabilidade do efeito *flypaper* utilizando dados para os municípios brasileiros, segundo a força política e a proporção de pobres nos municípios. A escolha entre os modelos se dá por um teste do Multiplicador de Lagrange (LM), cuja hipótese nula é a linearidade do modelo e a alternativa é o modelo com efeito *threshold*. Os valores críticos do teste são obtidos por um procedimento *bootstrap*.

O valor da estatística LM para escolha entre os modelos foi 66,18 e o p-valor baseado em 1000 replicações foi nulo. Considerando um nível de significância a 5%, os resultados sugerem a rejeição da linearidade da demanda por bens públicos e a aceitação estatística do modelo com efeito limiar. O *threshold* estimado para força política (*fpol*) corresponde a 47,36%, que representa a proporção de vereadores eleitos pertencentes à coligação do prefeito escolhido. Este parâmetro estimado segrega o *pool* de dados dos 4.745 municípios da amostra em dois grupos, 1 e 2. O primeiro é formado por 2.656 municípios cuja força política é menor que 47,36%. Já o segundo grupo compreende os 2.059 municípios restantes, cuja variável *fpol* é maior que o referido patamar.

Complementando a determinação do modelo, aplica-se interativamente o procedimento de estimação e teste para o *threshold* até não haver mais evidências estatísticas de novas subdivisões amostrais, ou grupos. A estatística LM para o primeiro grupo corresponde a 21,53 com p valor de 0,240. Considerando 5% de significância, não se rejeita a linearidade do modelo e descartam-se novas subdivisões amostrais no grupo 1. Já no segundo grupo, a estatística LM foi estimada em 28,06 com p valor de 0,01. Para significância também em 5%, admite-se estatisticamente uma nova segmentação no grupo 2. O valor do *threshold* estimado para o grupo 2 corresponde a 55,56%. Logo, originam-se os grupos 2.1, que agrupa municípios cuja força política é maior que 47,36% e menor ou igual a 55,56% (47,36% < = *fpol* < 55,56%) e o grupo 2.2, que inclui municípios com força política maior que 55,56% (*fpol* > 55,56%). Por fim, a reaplicação do procedimento empírico nos grupos 2.1 e 2.2 descartam empiricamente novas subdivisões amostrais.

Em suma, a figura 2 apresenta um organograma das divisões amostrais para o modelo com efeito *threshold*, segundo a força política dos municípios. Os retângulos contêm informações sobre os grupos de convergência a que pertencem os municípios, força política e número de municípios. Pode-se observar a presença de dois valores limiares (47,36 e 55,56) e três grupos de convergência de força política. O grupo 1 compreende 2.686 municípios com menor força política (*fpol* < = 47,35). Já o segundo grupo, ou grupo 2.1, contempla municípios com moderada força política (47,36 < *fpol* < = 55,56) e o terceiro, grupo 2.2, engloba os municípios mais fortes politicamente (*fpol >* 55,56).

Figura 2: Divisões amostrais do modelo com efeito *threshold*, segundo a força política (*fpol*)

Fonte: Elaboração própria.

A tabela 3 apresenta os resultados para a demanda por bens públicos estimada na forma linear e com efeito *threshold*, de acordo com a força política. O modelo linear contempla dados para todos os municípios brasileiros, enquanto o modelo *threshold* dividiu a amostra em três grupos de convergência, conforme a força política. As variáveis utilizadas nos modelos encontram-se na primeira coluna e suas estimativas nas colunas seguintes.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Tabela 3: Modelos linear e com efeito *threshold*, segundo a força política (*fpol*) | | | | |
|  | Modelo Linear  (Brasil) | Modelo com efeito *Threshold* | | |
| Grupos | - | Grupo 1 | Grupo 2.1. | Grupo 2.2 |
| *Threshold:* *fpol* | - | *fpol* <= 47,36 | 47,36 < *fpol* <= 55,56 | fpol > 55,56 |
| Nº Municípios | 4745 | 2686 | 804 | 1255 |
| *Constante* | 0,6198\* | 0,2819ns | 1,5930\* | 0,5123ns |
| (2,4723) | (0,8358) | (2,966) | (1,041) |
| *Pa* | 0,2644\* | 0,1599\* | 0,4449\* | 0,3511\* |
| (6,551) | (3,152) | (4,970) | (4,248) |
| *T* | -0,2417\* | -0,1208\* | -0,4250\* | -0,3592\* |
| (-5,6724) | (-2,251) | (-4,532) | (-4,12) |
| *Z* | 0,8396\* | 0,8824\* | 0,7416\* | 0,8386\* |
| (44,2594) | (35,35) | (19,51) | (21,51) |
| *Idh* | 0,2014\* | 0,1250ns | 0,2842\*\* | 0,2469\*\* |
| (2,8580) | (1,332) | (1,973) | (1,709) |
| *Dens* | 0,0091\* | 0,0085\* | 0,0142\*\* | 0,0051ns |
| (2,8887) | (2,006) | (1,831) | (0,8767) |
| *urb* | -0,0410\* | -0,0390\* | -0,0165ns | -0,0623\* |
| (-4,6820) | (-3,235) | (-1,004) | (-3,5) |
| *age14* | 0,2974\* | 0,3269\* | 0,2753\* | 0,2492\* |
| (7,5809) | (6,172) | (3,648) | (2,993) |
| *age65* | -0,0109ns | 0,0194 ns | -0,0946\* | -0,0223 ns |
| (-0,5939) | (0,7708) | (-2,274) | (-0,6583) |
| *analf15* | 0,0058 ns | -0,0117 ns | 0,0245ns | 0,0154 ns |
| (0,5827) | (-0,8879) | (1,168) | (0,7445) |
| *black* | -0,0027 ns | -0,0019 ns | -0,0260\* | 0,0119 ns |
| (-0,6388) | (-0,3622) | (-2,879) | (1,25) |
| *frag* | 0,0145 ns | 0,0193 ns | -0,0107 ns | 0,0449\* |
| (1,5239) | (1,353) | (-0,578) | (2,637) |
| R² Ajustado | 0,780 | 0,785 | 0,818 | 0,768 |
| Fonte: Elaboração própria  Nota: \* significante a 5%; \*\* significante a 10%; ns não significante.  Observações: a) Valor das estatísticas *t* entre parênteses;  b) As estimações foram corrigidas para heterocedasticidade pela matriz de White.  c) As variáveis explicativas estão em logaritmos, inclusive no modelo linear. | | | | |

Em conformidade com Cossio (2002), a verificação empírica do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros é validada para um valor de 0,2644 para o coeficiente estimado da variável *pa*. Dessa forma, pode-se observar que há evidências empíricas da presença do efeito *flypaper* nas finanças dos municípios brasileiros, corroborando os resultados encontrados por vários autores em dados para o Brasil (CARVALHO e COSSIO, 2001; COSSIO, 2002 e LINHARES, SIMONASSI e NOJOSA, 2012). As variáveis *t*, *Z*, *idh*, *dens*, *urb* e *age14* foram significantes na determinação empírica da demanda por bens públicos, o mesmo não ocorrendo para as demais variáveis no modelo.

Verificada empiricamente presença do efeito *flypaper*, refuta-se a Teoria do Eleitor Mediano (BOWEN, 1943; BLACK, 1948 e DOWNS, 1957) nas finanças públicas dos municípios brasileiros. Com isso, as despesas orçamentárias aumentam mais que proporcionalmente pelo recebimento de transferências do que o mesmo montante de receita tributária. Uma consequência direta dessa regularidade empírica é o desincentivo à eficiência tributária e o estímulo ao desequilíbrio fiscal nos municípios brasileiros.

Além disso, confirma-se empiricamente a relação entre a variabilidade do efeito *flypaper* e fatores políticos, corroborando as descobertas de Tovmo e Falch (2002). As estimativas mostram que o efeito *flypaper* é mais robusto em municípios politicamente mais fortes, correspondendo a cerca de 0,16, 0,44 e 0,35 nos grupos 1, 2.1 e 2.2, respectivamente[[6]](#footnote-6). Portanto, o chefe do Executivo municipal tem mais facilidade na aprovação do orçamento quando possui uma base aliada proporcionalmente maior que a oposição e, assim, complementar o financiamento da demanda local por bens públicos via transferências incondicionais recebidas. Tal preferência de gastos públicos via transferências ao invés da elevação de tributos pode estar relacionada ao fato de tal medida ser antieleitoreira e menos dispendiosa politicamente, pois não depende da aprovação do Legislativo local para elevação da alíquota de impostos como o IPTU.

Pode-se verificar que preço do bem público (*t*) e a renda total do eleitor mediano (*Z*) são significantes e possuem os devidos sinais esperados em ambos os modelos estimados, inclusive nos grupos do modelo *threshold*. A elasticidade preço da demanda estimada é negativa com módulo menor que a unidade. Logo, infere-se que elevações no esforço fiscal do município reduzem a demanda por serviços públicos e esta é inelástica com relação ao preço. Já a elasticidade renda da demanda é positiva e menor que a unidade, ratificando as expectativas baseadas na literatura de os bens públicos serem classificados como bens normais. Estes resultados são condizentes com as evidências encontradas por Cossio (2002) e Monte (2012). Com respeito aos estratos, em municípios pertencentes ao grupo 1, *coeteris* *paribus*, uma elevação de 1% no preço dos bens públicos reduziria sua procura em 0,12%, em média. Já uma elevação na renda do eleitor mediano de mesma magnitude elevaria a demanda por bens públicos em cerca de 0,9%.

Considerando o grau de significância a 10%, exceto o grupo 1, o *IDH* mostrou-se significante na determinação das despesas municipais. Como tal índice reflete a condições de desenvolvimento do município, o sinal positivo das estimativas ratificam as expectativas de que melhores condições de desenvolvimento estão associadas à prestação de melhores serviços públicos, ampliando as despesas municipais. Em municípios com força política moderada e forte, uma elevação de 1% no *IDH* eleva a despesa orçamentária em média 0,28% e 0,24%, respectivamente. Contudo, os resultados não mostram a relevância do *IDH* na determinação das despesas orçamentárias de municípios politicamente fracos.

A densidade demográfica (*dens*) mostrou-se importante na determinação das despesas orçamentárias municipais a 5% e 10% de significância para os grupos 1 e 2.1, respectivamente, não sendo significante para o grupo 2.2. Dessa forma, municípios densamente povoados consomem mais bens e serviços públicos, corroborando os resultados encontrados por Tovmo e Falch (2002). Com respeito à urbanização (*urb*), os resultados para a amostra utilizada apresentaram uma relação inversa com a demanda por bens públicos ou não foram significantes, caso do grupo 2.2. Contudo, este resultado é controverso, pois presume-se que o processo de urbanização torne as cidades mais complexas, demandando mais bens e serviços públicos (WAGNER, 1983).

A proporção de residentes com até 14 anos de idade (*age14*) mostrou-se consistentemente significante em ambos os modelos, corroborando os resultados de Witerblad (2007) e Mendes e Sousa (2006). Este indicador reflete os custos associados à provisão de vagas em creches, pré-escolas e ensino fundamental, responsabilidades dos municípios, segundo a Lei de Diretrizes Básicas (LDB). O resultado mais incisivo pertence a municípios mais fracos politicamente. Mantendo as demais variáveis constantes, para o grupo 1, uma elevação de 1% na variável *age14*, provoca uma elevação média de 0,33% nas despesas orçamentárias de municípios do grupo 1; 0,27%, para o grupo 2 e 0,25%, para o grupo 2.2.

Já a proporção da população residente com 65 anos ou mais de idade (*age65*) é apenas parcialmente capaz de explicar a demanda por bens públicos, sendo significante somente em municípios do grupo 2.1. Contudo, essa variável apresenta uma relação inversa com as despesas municipais, contrariando as expectativas de que as despesas municipais aumentam com o envelhecimento da população. Dessa forma, um aumento de 1% na proporção de pessoas com 65 anos ou mais de idade reduz a demanda por bens públicos em média 0,095%. Apesar disso, esse resultado é consistente com Mendes e Sousa (2006). Tal fato pode ocorrer nesta amostra por esse nicho populacional ser relativamente próspero em pequenos municípios e pela crescente participação dos idosos no mercado de trabalho, podendo substituir os serviços públicos, como saúde, por privados. Este fato empírico se alinha a pesquisas recentes do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) de que a pobreza entre idosos é menor do que nas demais faixas etárias.

Contrariando resultados de seminais como Hamilton (1983) e Wyckoff (1988), a parcela de analfabetos com até 15 anos de idade (*age15*) não foi expressiva na análise da demanda por bens públicos para esta amostra. No entanto, este efeito está em consonância com Cossio (2002), apesar de contraditório ao entendimento de que municípios com elevada proporção de analfabetos demandam recursos adicionais para o provimento da educação de jovens analfabetos. Já a proporção de negros (*Black*) apresenta-se significante, mas com sinal trocado para municípios moderados politicamente, não sendo significante nas demais categorias.

Por fim, a fragmentação partidária nas câmaras de vereadores (*frag*) é estatisticamente significante a 5% apenas no grupo 2.2, que representa os municípios mais fortes politicamente (*fpol* > 55,56), cuja base aliada representa pelo menos 55,56% do total de vereadores na câmara. Logo, há indícios empíricos de que em municípios com base aliada relativamente grande, a heterogeneidade partidária na Câmara de Vereadores eleva as despesas orçamentárias municipais. Esta evidência empírica pode estar relacionada ao processo de negociação para a formação de um governo de coalizão que garanta a governabilidade ao chefe do Executivo. Essa negociação pode envolver a concessão de benefícios como a cessão de cargos comissionados, criação de secretarias, contratação de servidores temporários etc. e procura atender aos interesses de partidos que barganham favores em troca de apoio político. Este comportamento clientelista, conhecido na literatura como *logrolling* (ou *pork* *barrel*) é danoso para o município ao onerar o orçamento municipal. Estes resultados ratificam as conclusões de vários estudos que analisam a relação entre fatores políticos e despesas, como Abrams e Dougan (1986), Alt e Lorry (1994) e Tovmo e Falch (2002). Assim, um aumento de 10% na quantidade de partidos igualmente equivalentes na câmara de vereadores, *coeteris* *paribus*, elevam as despesas orçamentárias municipais em média 0,45%.

1. **CONCLUSÕES**

Este trabalho tem como objetivo principal analisar a presença do efeito *flypaper* e sua variabilidade utilizando um modelo com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000). Para isso, utilizam-se dados para os municípios brasileiros para o ano de 2010 e a força política nos Legislativos locais assume o papel de variável *threshold*.

Os resultados obtidos pela equação linear (ou log linear) indicaram a presença do efeito *flypaper* nas finanças públicas dos municípios brasileiros, ratificando as conclusões de vários trabalhos para o Brasil (CARVALHO e COSSIO, 2001; COSSIO, 2002, ARVATE et al, 2009). Contestada empiricamente a Teoria do Eleitor Mediano para a amostra considerada (BOWEN, 1943; BLACK, 1948 e DOWNS, 1957), as políticas tributárias adotadas nos governos locais são ineficientes, pois não refletem os custos dos bens e serviços públicos ofertados e, com isso, incentiva-se o desequilíbrio orçamentário nesses entes administrativos.

Os resultados da estimação do modelo de regressão com efeito *threshold*, indicam a constatação empírica da variabilidade do efeito *flypaper*, conforme a força política nos legislativos municipais, comprovando a influência das relações políticas nas decisões fiscais desses entes. A variável *threshold* força política é representada pela base aliada do prefeito nas câmaras de vereadores dos municípios. A divisão amostral, conforme a força política sugere a existência de três grupos de municípios de acordo com o tamanho da base aliada. Dentro de cada grupo, comprova-se também a existência do efeito *flypaper*.

O grupo 1, politicamente mais fraco, possui base aliada que representa até 47,36% do total de vereadores na câmara municipal. Já o grupo 2.1 engloba municípios cuja base aliada é maior que 47,36% e menor que 55,56% do total de vereadores. Por fim, o grupo 2.2, politicamente mais forte, compreende municípios cuja base aliada é maior que 55,56% dos vereadores no legislativo municipal. Dessa forma, infere-se que municípios cujo prefeito possui base aliada relativamente maior no legislativo local têm mais facilidade de aprovação dos orçamentos propostos e, consequentemente, maior a possibilidade de custear a demanda excedente por bens públicos com as transferências incondicionais recebidas. O resultado desse processo é um maior efeito *flypaper* nas finanças desses municípios.

Com relação às variáveis explicativas, a participação das transferências na renda *per capita* (*pa*), o preço dos bens públicos (*t*), a renda do eleitor mediano (*Z*) e a proporção populacional com até 14 anos de idade (*age14*) mostraram-se significantes e correspondência com os respectivos efeitos esperados em todos os grupos de municípios, independente da força política. Logo, uma característica comum a todos os grupos de municípios é a presença do efeito *flypaper* em suas finanças, perante a uma demanda por bens públicos inelástica ao preço e à renda (bens normais) e crescente com a proporção de jovens com até 14 anos de idade. Já o Índice de Desenvolvimento Humano municipal (*IDH*), a densidade demográfica (*dens*), o grau de urbanização (*urb*), proporção de habitantes com 65 ou mais anos de idade (*age65*) e o índice de fragmentação partidária (*frag*) foram significantes apenas para alguns grupos de municípios. Nesta amostra, a única variável que não se mostrou importante na determinação da demanda por bens públicos foi a proporção de analfabetos nos municípios (*analf*).

Outro resultado importante foi a significância da fragmentação partidária (*frag*) no grupo 2.2. Considerando a representatividade desta amostra, pode-se inferir que municípios cuja base aliada é relativamente grande possuem câmaras de vereadores com grande quantidade de partidos igualmente relevantes dividindo o poder na Câmara de Vereadores. Uma consequência direta deste resultado é uma dificuldade maior por parte do Executivo de realizar uma costura político-partidária que viabilize a governabilidade ao prefeito. Esse processo de negociação pode envolver a concessão de benefícios a partidos que barganham favores em troca de apoio político (*logrolling* ou *pork barrel*). Nesse contexto, recursos, obras ou empregos públicos temporários são utilizados pelos políticos como instrumentos clientelísticos, voltados para o interesse próprio em detrimento dos interesses da sociedade. Com isso, onera-se o orçamento local, elevando as despesas dos municípios a um nível além do desejado pelos munícipes, favorecendo a ocorrência do efeito *flypaper*.

Uma política tributária responsável que atenda a demanda por bens públicos e equalize a estrutura de financiamento municipal, necessariamente passa pela mitigação do efeito *flypaper*. Uma sugestão para melhoria desse cenário seria o aperfeiçoamento dos mecanismos de fiscalização dos tributos municipais, sobretudo IPTU e ISS, como a informatização dos sistemas de cobrança de tais tributos. Outra medida necessária é a atualização da planta genérica de valores imobiliários dos municípios, base de incidência do IPTU e do ITBI, que segundo Carvalho Júnior (2006, 2009) está desatualizada na maioria dos municípios do Brasil. Consequentemente, os valores arrecadados com esses impostos não têm acompanhado a valorização imobiliária que vem ocorrendo há alguns anos no país.

Como pesquisas futuras, pretende-se verificar se o alinhamento dos governos municipal, estadual e federal influencia a variabilidade do efeito *flypaper*. Outra sugestão como linha de pesquisa seria averiguar a simetria do efeito *flypaper* nos municípios brasileiros. Ou seja, verificar empiricamente se elevações e reduções nas transferências recebidas pelos municípios brasileiros afetam de forma simétrica as despesas desses entes administrativos. Empiricamente, alguns trabalhos usando dados para os Estados Unidos têm mostrado que os governos locais são mais resistentes à queda nas transferências e compensam essa redução com aumento das despesas locais.

1. **REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

ABRAMS, B; DOUGAN, W. The effect of Constitutional Restraints on Governmental Spending. **Public Choice**, v. 49, p. 101-116, 1986.

ALT, J.; LOWRY, R. Divided Government, Fiscal Institutions and Budget Deficits: evidence from the states. *American Political Science Review,* v. 88, p. 811-829, 1994.

ARAGON, F. **Local Spending, Transfers and Costly Tax Collection**. Canada: Simon Fraser University/Department of Economics, 2012. (Working Paper)

ARVATE, Paulo; MATTOS, Enlinson; RO­CHA, Fabiana. **Flypaper Effect Revisited**: Evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities. 2009. Disponí­vel em: <http://eespfgvspbr.tempsite. ws/\_upload/publicacao/219.pdf>. Acesso em: 01 ago. 2014.

BAE, S. S.; FEIOCK, R. The Flypaper Effect Revisited: Intergovernmental grants and local governance. **International Journal of Public Administration**, vol. 27, nº 8, p. 577-596, 2004.

BAILEY, Stephen; CONNOLLY, Stephen. The Flypaper Effect: Indentifying Areas for Further Research. **Public Choice**. v. 95, p. 335-361, 1998.

BECKER, E. The Illusion of Fiscal Illusion: Unsticking the Flypaper Effect. ***Public Choice,*** v.86, nº 1, p. 85-102, 1996.

BORGE, L. Strong Politicians, Small Deficits : Evidence from Norwegian local governments, **European Journal of Political Economy**, v.21, nº 1, p. 325–344, 2005.

BOWEN, H. The Interpretation of Voting in The Allocation of Economic Resources. **Quarterly Journal of Economics**, v. 58, n. 1, p. 27-48, Nov. 1943.

BLACK, D. On the Rationale of Group Decision-making. **The Journal of Political Economy**, v. 56, nº 1, p. 23-34, Feb. 1948.

BRADFORT, David; OATES, Wallace. Towards a Predictive Theory of intergovernmental Grants. **American Economic Review**. v. 61, p. 440-448, 1971.

CARVALHO JÚNIOR, P. H. B. **IPTU no Brasil**: progressividade, arrecadação e aspectos ex­trafiscais. Brasília: Ipea, 2006 (Texto para discussão, n. 1.251).

––––––. **Aspectos Distributivos do IPTU e do Patrimônio Imobiliário das Famílias Brasileiras**. Brasília: Ipea, 2009 (Texto para discussão, n. 1.417).

CARVALHO, L. M.; COSSIO, F.A.B. “*Flypaper Effect*” e *Spillovers* Espaciais no Brasil: Evidências de Finanças Públicas Municipais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, nº 1, p. 75-124, 2001.

CENSO IBGE 2010. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/caracteristicas\_da\_populacao/caracteristicas\_da\_populacao\_tab\_municipios\_zip>. Acesso em: 01 jul. 2013.

COSSIO, F. **Ensaios sobre Federalismo Fiscal no Brasil**. 2002. 165 f. Tese (Douto­rado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2002.

COURANT, P.; GRAMLICH, E.; RUBINFELD, D. The Stimulative Effects of Intergovern­mental Grants: Or why money sticks where it hits. In: MIESZKOWSKI, P.; OAKLAND, W. **Fiscal federalism and grants-in-aid**. p. 5-21, Washington, D.C.: Urban Institute Press, 1979.

DAHLBERG, M.; JOHANSSON, E. The Revenues-expenditures Nexus: Panel data evidence from Swedish municipalities. **Applied Economics**, v. 30, p. 1379-1386, 1998.

DOWNS, A. An Economic Theory of Democracy*.* New York: Harper, 1957.

FISHER, R.C. Income and Grant Effects on Local Expenditures: the flypaper effect

and other difficulties. **Journal of Urban Economics**, v. 12, p. 324-345, 1982.

FILIMON, R.; ROMER, T.; ROSENTHAL, H. Asymmetric Information and Agenda Control. **Journal of Public Economics**, v. 17, Feb, p. 51-70, 1982.

FINBRA - Finanças Municipais do Brasil. Disponível em: <http://www3.tesouro.gov.br/estados\_municipios/index.asp>. Acesso em: 11 Jan, 2013.

FOSSETT, J.W. On confusing caution and greed: A political explanation of the flypaper effect. **Urban Affairs Quarterly**,v. 26, p. 95–117, 1990.

GAMKHAR, S.; SHAH. A. The Impact of Intergovernmental Transfers: A synthesis of the conceptual and empirical literature. ***In***: BOADWAY, R and SHAH, A. Intergovernmental fiscal transfers: Principles and practice. The World Bank, Washington, DC, 2007.

GOMES, G. M.; MacDOWELL, M. C. **Descentralização Política, Federalismo Fiscal e Criação de Municípios:** O que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social. Rio de Janeiro: IPEA, 2000 (Texto para Discussão, nº 706).

GRAMLICH, E.; GALPER, H. State and Local Fiscal Behavior and Federal Grant Policy. **Brookings Papers on Economic Activity,** v. 1, 1973.

GRAMLICH, E.M. A Review of the Theory of Intergovernmental Grants. In: W.E. Oates, **The political economy of fiscal federalism**, Lexington, MA: Heath, 1977.

GILLIGAN, T. W.; MATSUSAKA, J. G. Deviation from Constituent Interests Role of Legislative Structure and Political Parties in the States. **Economic Inquiry**, v. XXXIII, July, 383 – 401, 1995.

HAMILTON, Bruce. The Flypaper Effect and other Anomalies. **Journal of Public Economics**, v. 22, p. 347-362, 1983.

HAMILTON, Jonathan. The Flypaper Effect and the Deadweight Loss from Taxation. **Journal of Urban Economics**, v. 19, p. 148-155, 1986.

HANSEN, B. E., 1996. Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis. **Econometrica**, v. 64, p. 413-430, 1996.

HANSEN, Bruce. Sample Splitting and Threshold Estimation. **Econometrica**. v. 68, nº 3, p. 575-603, 2000.

HINES, J.R.; THALER, R.H. Anomalies: The flypaper effect. **Journal of Economic**

**Perspectives.** v. 9, nº4, 217-226. 1995.

HOLTZ-EAKIN, D; NEWEY, W; ROSEN, H. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. **Econometrica**, v. 56, nº 6, p. 1371–1395, 1988

INMAN, R. P. Toward and Econometric Model of Local Budgeting. In: Proceedings of The Annual Conference of taxation. Lexinton Ky.: National Tax Association, p. 699 - 719, 1971.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_. The Fiscal Performance of Local Governments: An interpretative review. In: P. Mieszkowski and M. Staszheim (Eds.), **Current issues in Urban Economics***.* Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1979.

LEE, L.; VULETIN, G. The Flypaper and Teflon Effects: Evidence from China. **Modern Economy**,v. 3, p. 811-816, 2012.

LINHARES, F.; SIMONASSI, A. NOJOSA, G. A Dinâmica do Equilíbrio Financeiro Municipal e a Lei de Responsabilidade Fiscal. **EconomiA**, Brasília(DF), v.13, n.3b, p.735–758, set/dez, 2012.

MENDES, M.; MIRANDA, R. B.; COSSIO, F. B. **Transferências Intergovernamentais no Brasil:** Diagnóstico e proposta de reforma. Brasília: Consultoria Legislativa do Senado Federal, 2008 (Texto para Discussão nº 40).

MENDES, C. C e SOUSA, M. C. S. Estimando a Demanda por Serviços Públicos nos Municípios Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, nº3, p. 281 – 296, Rio de Janeiro: 2006.

McGuire, M. The Analysis of Federal Grants into Price and Income Components. In: **Fiscal Federalism and Grants-in-Aid.** Editado por P. Mieszkowski e W. Oaklands, 31-49. Washington, DC: Urban Institute, 1979.

MINISTÉRIO DA FAZENDA - Secretaria do Tesouro Nacional (2012). “O que você precisa saber sobre as transferências constitucionais e legais – Fundo de Participação dos Municípios”. Disponível em: <www3.tesouro.fazenda.gov.br/gfm/manuais/fpm.pdf >. Acesso em: 10 ago. 2013.

MIOSIO, A.; KANGASHARJU, A. **The Revenues-Expenditures Nexus** – Evidence from Finnish local government panel data. University of Jyväskylä working paper, n.169, 1997.

MOFFIT, R. A. The Effects of Grants-in-aid and Local Expenditures: The case of AFDC. **Journal of public Economics**, v.23, p. 279-305, 1984.

MONTE, E. Z.Demanda por Serviços Públicos nos Municípios do Espírito Santo: Uma abordagem empírica. **Revista de Economia**, v. 38, n. 1 (ano 36), p. 93-107, jan./abr, 2012.

MUSGRAVE, R. A. **The Theory of Public Finance:** A study in public economy. New York, McGraw-Hill, 1959.

OATES, Wallace E. **Fiscal Federalism**. Nova York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.

\_\_\_\_\_\_. An Essay on Fiscal Federalism. **Journal of Economic Literature**. v. 37, p. 1120 – 1149, 1999.

QUIGLEY, J. M.; SMOLENSKY, E. Conflitcts Among Levels of Government in a Federal System. **Public Finance**, v. 47, p. 202-215, 1992.

RIOS, M.E; COSTA, J.S. O Efeito Flypaper nas Transferências para os Municípios Portugueses. **Revista Portuguesa de Estudos Regionais**, nº 8, p. 85-108, 2005.

ROMER, T. e ROSENTHAL, H. An Institutional Theory of the Effect of Intergovernmental Grants. **National Tax Journal***,* v. 33: 451–458, 1980.

ROEMER, J. E. Political Competition. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2001.

ROEMER, J.; SILVESTRE, J. [The "Flypaper Effect" Is Not an Anomaly](http://ideas.repec.org/a/bla/jpbect/v4y2002i1p1-17.html). [**Journal of Public Economic Theory**](http://ideas.repec.org/s/bla/jpbect.html), vol. 4, nº 1, January, p.1-17, Jan, 2002.

SARUC, N. T.; SAGBAS, I. The Surge Impact of the Flypaper Effect, Substitution and Stimulation Effect on Local Tax Effort in Turkey. **International Research Journal of Finance and Economics**. Vol. 13, 2008.

SCHNEIDER, Mark; JI, Byung Moon. The Flypaper Effect and Competition in the Local Market for Public Goods. **Public Choice**. v. 54, p. 27-39, 1987.

STRUMPF, K. S. A Predictive Index for the Flypaper Effect. **Journal of Public Economics.** Amsterdam, v. 69, n. 3, p. 389-412, Sept. 1998.

TIEBOUT, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures. **Journal of Political Economy**, n. 64, p. 416-424, 1956.

TOVMO, P.; FALCH, T. The Flypaper Effect and Political Strength. **Economics of Govenance**, v. 3, p. 153-170, 2002.

TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL – TSE: Repositório de Dados Eleitorais. Disponível em: <http://www.tse.jus.br/eleicoes/repositorio-de-dados-eleitorais>. Acesso em: 07 fev. 2013.

TURNBULL, G.K. and NIHO, Y. The Optimal Property Tax with Mobile on Residential Capital. **Journal of Public Economics**, *v.* 29, p. 223–239, 1986.

WITTERBLAD, M. Income Heterogeneity and the Flypaper Efect*.* Umeå, **Economic Studies**, nº 718, 2007.

WORTHINGTON, A. C. e DOLLERY, B. E. Fiscal Illusion and the Australian Local Government Grants Process: how sticky is the flypaper effect? **Public Choice**, v. 99, p. 1-13, 1999.

WAGNER, A. **Three Extracts on Public Finance.** London: Macmillan, 1983.

WYCKOFF, P. G. A Bureaucratic Theory of Flypaper Effects. **Journal of Urban Economics,** v.23, p. 115-129, 1988.

**ANEXOS**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Quadro 1: Resumo das Variáveis Utilizadas. | | | |
| Variáveis | Descrição | Fonte | Sinal Esperado |
| Despesa Total (dorc) | Despesa orçamentária total per capita | IBGE | Variável Dependente |
| Preço do Bem Público (ou *tax price*) (*t*) | Receita tributária *per capita* / receita orçamentária | Elaboração própria. Dados da FINBRA | - |
| Renda Total do Eleitor Mediano (*Z*) | Renda mediana + transferências incondicionais *per capita* | Elaboração própria. Dados do IBGE e da FINBRA | + |
| Participação das transferências na renda *per capita* do eleitor mediano (*pa*) | Participação das transferências incondicionais na renda total do eleitor mediano (*pa* = t\*A / Z),  Onde A são as transferências incondicionais *per capita* | Elaboração própria. Dados do IBGE e da FINBRA | 0 < *pa* < 1 |
| Índice de Desenvolvimento Humano do Município (*idh*) | Índice de Desenvolvimento Humano do Município | PNUD | + |
| Densidade Demográfica (*dens*) | População / Área | IBGE | + |
| Grau de Urbanização (*urb*) | População urbana / População total | IBGE | + |
| Proporção da população com até 14 anos de idade (*age*14) | Proporção da população residente com até 14 anos de idade | IBGE | + |
| Proporção da população com 65 anos ou mais de idade (*age*65) | Proporção da população residente com 65 anos ou mais de idade | IBGE | + |
| Analfabetos (*analf*15) | Proporção da população residente analfabeta com até 15 anos de idade | IBGE | + |
| Negros (*black*) | Proporção da população residente de cor negra | IBGE | + |
| Índice de Fragmentação Partidária (*frag*) | Inverso do Índice de Hirshman-Herfindhal (HH). Representa o número de partidos igualmente equivalentes na Câmara de Vereadores. | Elaboração própria. Dados do TSE | + |
| Força Política (*fpol*) | É uma *proxy* para base aliada. Representa a razão entre o número de vereadores eleitos da coligação do prefeito eleito e o total de vereadores do Município | Elaboração própria. Dados do TSE | Variável *Threshold* |

Fonte: Elaborado pelo autor.

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Tabela 1: Estatística Descritiva das Variáveis (Variáveis em nível) | | | | | | |
| Variáveis | Média | Mediana | Desvio Padrão | Máximo | Mínimo | Amplitude |
| *dorc* (em milhões de R$) | 40,95 | 12,89 | 273,49 | 13.013,70 | 1,08 | 13.012,62 |
| *T* | 6,20E-06 | 4,17E-06 | 7,96E-06 | 1,70E-04 | 1,60E-08 | 1,70E-04 |
| *Z* (em R$) | 1.709,99 | 1.493,40 | 782,77 | 9.850,09 | 594,78 | 9.255,30 |
| *pa* | 4,31E-06 | 2,61E-06 | 6,29E-06 | 1,32E-04 | 7.09E-09 | 1,32E-04 |
| *transf* (em milhões de R$) | 25,89 | 9,71 | 133,69 | 7.259,29 | 1,37 | 7.257,92 |
| *dens* (hab/km²) | 112,66 | 25,67 | 556,69 | 13.030,48 | 0,20 | 13.030,28 |
| *urb* (%) | 65,15 | 66,53 | 21,82 | 100,00 | 4,17 | 95,83 |
| *age*14 (%) | 24,69 | 24,11 | 4,59 | 51,25 | 7,40 | 43,85 |
| *age*65 (%) | 8,59 | 8,55 | 2,38 | 19,82 | 1,61 | 18,21 |
| *analf*15 (%) | 12,06 | 9,79 | 7,33 | 35,34 | 0,82 | 34,52 |
| *black* (%) | 6,07 | 4,89 | 4,66 | 50,64 | 0,03 | 50,61 |
| *idh* | 0,67 | 0,68 | 0,07 | 0,86 | 0,44 | 0,42 |
| *Frag* | 4,66 | 4,76 | 1,54 | 17,32 | 1,00 | 16,32 |
| *Fpol* | 0,45 | 0,44 | 0,24 | 1,00 | 0,00 | 1,00 |
| Fonte: Elaboração própria. | | | | | | |

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Tabela 2: Participação das Transferências Incondicionais e da Receita Tributária na Receita Orçamentária dos Municípios.** | | |
| **Regiões e Estados** | **Transferências Incondicionais (%)** | **Receita Tributária (%)** |
| **NORTE** | **47.54** | **11.45** |
| Acre | 50.26 | 9.45 |
| Amapá | 48.58 | 8.66 |
| Amazonas | 50.57 | 14.92 |
| Pará | 37.83 | 10.89 |
| Rondônia | 44.38 | 14.45 |
| Roraima | 49.79 | 10.20 |
| Tocantins | 51.35 | 11.54 |
| **NORDESTE** | **45.03** | **10.51** |
| Alagoas | 43.03 | 8.66 |
| Bahia | 44.78 | 13.81 |
| Ceará | 39.98 | 9.72 |
| Maranhão | 39.07 | 8.62 |
| Paraíba | 50.63 | 8.35 |
| Pernambuco | 46.61 | 14.12 |
| Piauí | 48.75 | 6.64 |
| Rio Grande do Norte | 47.54 | 12.38 |
| Sergipe | 44.93 | 12.33 |
| **CENTRO OESTE** | **44.42** | **15.19** |
| Goiás | 44.91 | 16.84 |
| Mato Grosso | 46.62 | 12.30 |
| Mato Grosso do Sul | 41.72 | 16.41 |
| **SUDESTE** | **38.07** | **19.81** |
| Espírito Santo | 42.61 | 16.70 |
| Minas Gerais | 47.48 | 14.74 |
| Rio de Janeiro | 24.11 | 27.98 |
| São Paulo | 37.22 | 28.48 |
| **SUL** | **44.03** | **16.97** |
| Paraná | 43.92 | 18.18 |
| Rio Grande do Sul | 44.48 | 16.18 |
| Santa Catarina | 43.68 | 16.57 |
| **BRASIL** | **43.82** | **14.79** |
| Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FINBRA. | | |

1. Não se aplica logaritmo na variável *threshold*, pois se trata de uma proporção e possui valores nulos. Além disso, a transformação logarítmica é monotônica, não implicando em alterações nas estimativas obtidas.

   3 Adota-se a nomenclatura utilizada por Mendes, Miranda e Cossio (2008), em que tais transferências integram a receita orçamentária dos municípios e são definidas legal ou constitucionalmente, possuindo, assim, caráter puramente exógeno. Ademais, por não haver um objetivo legalmente definido para sua utilização, essas transferências são de natureza *lump sum*, eximindo-as de problemas de autocorrelação entre o erro e o preço dos bens públicos (MOFFIT, 1984). Logo, não se incluem transferências condicionais (FUNDEB, FUNDEF, SUS etc) nem diretas aos contribuintes (Bolsa Família, pensões, aposentadorias etc). [↑](#footnote-ref-1)
2. [↑](#footnote-ref-2)
3. , onde  é a representação do p-ésimo partido no legislativo local. Tal índice assume o valor máximo de 1 quando há um único partido político com todas as vagas na Câmara de Vereadores e um valor mínimo de  quando as vagas são igualmente divididas entre  partidos. Logo, o índice de fragmentação representa o número de partidos igualmente equivalentes na Câmara de Vereadores do município. [↑](#footnote-ref-3)
4. Inicialmente, buscaram-se dados para base aliada nas câmaras de vereadores para o ano de 2010 junto ao TSE, contudo esses dados não existem. Diante disso, consideram-se os vereadores eleitos pertencentes à coligação do prefeito eleito como a base aliada do prefeito na Câmara de Vereadores. Caso contrário, oposição. [↑](#footnote-ref-4)
5. Valores obtidos a partir de dados da FINBRA. [↑](#footnote-ref-5)
6. Apesar da redução do efeito *flypaper* no grupo politicamente mais forte (2.2), este resultado representa mais que o dobro do obtido no grupo 1, politicamente mais fraco. [↑](#footnote-ref-6)