



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA,**  
**CONTÁBILIDADE E SECRETARIADO (FEAACS)**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN**  
**CURSO DE DOUTORADO EM ECONOMIA**

**GLAUBER MARQUES NOJOSA**

**TRÊS ENSAIOS EM FINANÇAS PÚBLICAS**

**FORTALEZA**

**2014**

**GLAUBER MARQUES NOJOSA**

**TRÊS ENSAIOS EM FINANÇAS PÚBLICAS**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação Economia – CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Fabrício Carneiro  
Linhares

**FORTALEZA**

**2014**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade

---

N722t

Nojosa, Glauber Marques.

Três Ensaios em Finanças Públicas / Glauber Marques Nojosa – 2014.  
86 f.: il.

Tese (Doutorado) – Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2014.

Área de Concentração: Finanças Públicas.

Orientação: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares.

1. Finanças Públicas. 2. Sustentabilidade Fiscal. 3. Capital público. I. Título.

GLAUBER MARQUES NOJOSA

TRÊS ENSAIOS EM FINANÇAS PÚBLICAS

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia.

Aprovada em 28 de Agosto de 2014.

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares (Orientador)  
Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC

---

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar  
Universidade Federal do Pará – CAEN/UFC

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC

---

Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco  
Universidade Federal do Ceará – Departamento de Economia Aplicada (DEA)

---

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto  
Instituto de Pesquisa Econômica do Ceará - IPECE

## **AGRADECIMENTOS**

Toda honra e toda glória seja dada ao Senhor Jesus Cristo.

Agradeço aos meus pais Raimundo Oliveira Nojosa e Francisca Marques Nojosa pelo incentivo que sempre me ofereceram e pelo apoio financeiro despendido em minha vida estudantil. À minha esposa Layane Moraes da Rocha Nojosa por sempre me apoiar em minhas decisões, por seu companheirismo e dedicação. Aos meus irmãos, Gleison Marques Nojosa Ana Glória Marques Nojosa. Vocês são minha base.

Ao Professor Fabrício Linhares, pela orientação, suporte teórico e paciência imprescindíveis para a concretização deste trabalho.

Ao Professor Ivan Castelar pelos conselhos e pelo apoio que me auxiliaram a superar os desafios no decorrer de toda a minha vida acadêmica.

À banca examinadora pelas valiosas observações tecidas que contribuíram para o enriquecimento deste trabalho.

A todos os meus colegas de doutorado, em especial aos meus amigos Daniel Barboza, Elano Arruda e Leandro Rocco que me acompanham desde a graduação e por sempre se mostrarem solícitos quando requisitados.

À CAPES pelo apoio financeiro durante o programa de doutorado.

## RESUMO

O presente ensaio é composto de três artigos. O primeiro artigo busca analisar a presença do efeito *flypaper* e sua variabilidade utilizando dados para os municípios brasileiros. Para isso, utiliza-se um modelo com efeito limiar (*threshold*), proposto por Hansen (2000) cuja 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. Além disso, comprova-se empiricamente a relação entre as decisões políticas e orçamentárias, ocorrendo efeito *flypaper* mais intenso em municípios com maior base aliada nas Câmaras de Vereadores. Verifica-se, ainda, que municípios cujo prefeito é politicamente forte e uma grande quantidade de partidos dividem o legislativo local, há o favorecimento de práticas clientelistas e a intensificação do efeito *flypaper*. Já no segundo artigo, busca-se estudar a sustentabilidade da trajetória da dívida pública federal brasileira, de 1991 a 2009, considerando uma função de reação ao endividamento com parâmetros variáveis no tempo. Para estimação, utiliza-se uma regressão por *splines* penalizados (*penalized spline regression*) adaptada à regra fiscal desenvolvida por Bohn (1998). Dentre os principais resultados, verifica-se que o Brasil não seguiu uma política de endividamento sustentável no período analisado. No terceiro artigo, busca-se avaliar a contribuição do capital público no produto da economia brasileira, considerando a possibilidade de mudanças nos coeficientes da função de produção agregada para a economia brasileira. Para isso, utilizam-se dados anuais de 1950 a 2008 para o Produto Interno bruto (PIB), capital privado e público. Empiricamente, adota-se a abordagem de cointegração com quebras estruturais, desenvolvida por Kejriwal e Perron (2006). Para estimação dos vetores cointegrantes aplica-se o método dos Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (DOLS). Utiliza-se ainda o teste de cointegração de Engle-Granger (1987) para confirmar as relações de equilíbrio de longo prazo e o teste de Hansen (1992) para verificar a estabilidade do modelo. De acordo com os resultados, a função de produção agregada apresenta-se estável com duas quebras estruturais em sua estrutura determinística, em 1958 e 1966. Já os efeitos do capital público sobre o produto se mostraram variáveis, de 0,25 a 0,48, entre os regimes selecionados.

Palavras-Chave: Variabilidade do Efeito *Flypaper*, Força Política, Sustentabilidade fiscal, Regressão por *Splines* Penalizados, Capital Público, Cointegração com Quebras Estruturais.

## ABSTRACT

This essay is composed of three articles. The first article analyzes the presence of the flypaper effect and its variability by using data from Brazilian municipalities. I implemented threshold model proposed by Hansen (2000) in which political strength variable assumes the role of threshold to infer about the variability of the flypaper effect on public finance of Brazilian municipalities. Results indicate the presence of the flypaper effect on those municipalities. Moreover, it proves empirically the relationship between political and budget decisions, in which the flypaper effect is stronger in those municipalities with larger political allies base in the City Council. Municipalities whose mayor is politically strong and various parties divide the City Council there are clientelistic practices and intensification of the flypaper effect. Second article analyzes the sustainability of the Brazilian public debt trajectory, from 1991 to 2009, by considering a reaction function to the debt with parameters varying over time. Estimation was conducted by using a penalized spline regression adapted to tax rule developed by Bohn (1998). Main results indicate that Brazil did not follow a sustainable debt policy during the period analyzed. Third article evaluates the contribution of public capital on the product of Brazilian economy, considering the possibility of changes in the coefficients of the aggregate production function. Data for GPD and public and private capital was obtained from 1950 to 2008. Cointegration with structural breaks approach developed by Kejriwal and Perron (2006) was used. Cointegrated vectors were estimated by Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) method. Engle-Granger cointegration test (1987) was used to confirm long-run relationship and the Hansen test (1992) verified model stability. According to the results, aggregate production function was stable with two structural breaks in its deterministic structure, 1958 and 1966. Public capital effects on the product are inconstant, from 0.25 to 0.48, among the selected regime.

Keywords: Flypaper Effect Variability. Political Strength. Fiscal Sustainability. Penalized Spline Regressions. Public Capital. Cointegration with Structural Breaks.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1.1 – Modelo do Eleitor Mediano. Equivalência entre transferências incondicionais de montante $A$ e aumento na renda privada do eleitor mediano no valor de $t.A$ .....	19
Figura 1.2 – Divisões amostrais do modelo com efeito <i>threshold</i> , segundo a força política ( <i>fpol</i> ) .....	27
Gráfico 2.1 – Superávit Primário x Dívida Líquida do Setor Público (ambos em %PIB).....	50
Gráfico 3.1 – Comportamento das variáveis PIB e estoque de capital privado e público.....	85

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Estatística Descritiva das Variáveis (Variáveis em nível).....	41
Tabela 1.2 – Participação das Transferências Incondicionais e da Receita Tributária na Receita Orçamentária dos Municípios.....	42
Tabela 1.3 – Modelos linear e com efeito <i>threshold</i> , segundo a força política ( <i>fpol</i> ).	28
Tabela 2.1 – Resultados da regressão por <i>splines</i> penalizados.....	52
Tabela 3.1 – Trabalhos Empíricos Internacionais.....	83
Tabela 3.2 – Trabalhos Empíricos na Economia Brasileira.....	84
Tabela 3.3 – Teste ADF (Variáveis em primeira diferença com constante).....	73
Tabela 3.4 – Teste de Cointegração de Engle-Granger (2 defasagens).....	73
Tabela 3.5 – Estimação do modelo com cointegração (DOLS (2,2)).....	74

## SUMÁRIO

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

1.1 – INTRODUÇÃO.....	12
1.2 – REFERENCIAL TEÓRICO.....	14
1.3 – MODELO TEÓRICO.....	17
1.4 – METODOLOGIA.....	20
1.4.1 – Base de Dados.....	20
1.4.2 – Modelo Econométrico.....	24
1.5 – RESULTADOS.....	26
1.6 – CONCLUSÕES.....	32
1.7 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	34
ANEXOS.....	40

### **2.0. A SUSTENTABILIDADE DO ENDIVIDAMENTO PÚBLICO BRASILEIRO: UMA AVALIAÇÃO POR *SPLINES* PENALIZADOS**

2.1 – INTRODUÇÃO.....	43
2.2 – MODELO TEÓRICO.....	46
2.3 – DADOS.....	49
2.4 – EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	51
2.5 – CONCLUSÕES.....	53
2.6 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	54

### **3.0. FUNÇÃO DE PRODUÇÃO AGREGADA E A VARIABILIDADE DA CONTRIBUIÇÃO DO CAPITAL PÚBLICO NA ECONOMIA BRASILEIRA**

3.1 – INTRODUÇÃO.....	57
3.2 – REFERENCIAL TEÓRICO.....	60
3.3 – MODELO TEÓRICO.....	63

<b>3.4 – METODOLOGIA.....</b>	<b>64</b>
<b>3.3.1 – Testes de Raiz Unitária.....</b>	<b>65</b>
<b>3.3.2 – Testes de Quebras Estruturais.....</b>	<b>66</b>
<b>3.3.2 – Testes de Cointegração.....</b>	<b>69</b>
<b>3.5 – RESULTADOS.....</b>	<b>72</b>
<b>3.5 – CONCLUSÕES.....</b>	<b>76</b>
<b>3.6 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>77</b>
<b>ANEXOS.....</b>	<b>83</b>

# 1. VARIABILIDADE DO EFEITO FLYPAPER E FORÇA POLÍTICA: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

## 1.1. 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), Alemanha (KALB, 2010), Suécia (DAHLBERG e JOHANSSON, 1998), Suíça (POMMEREHNE e SCHNEIDER, 1978), Finlândia (MIOSIO e KANGASHARJU, 1997), Turquia (SARUC e SAGBAS, 2008), China (LEE e VULETIN, 2012) e Brasil (CARVALHO e COSSIO, 2001; COSSIO, 2002; LINHARES, SIMONASSI e NOJOSA, 2012).

Embora haja uma quantidade significativa de artigos que buscam explicar teórico e empiricamente o efeito *flypaper*, a literatura ainda se ressent 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* 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 municípios cujo prefeito é politicamente forte, uma base aliada heterogênea 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.

## 1.2. 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 (BRADFORD 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 (BRADFORD 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 log-lineares (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 log-lineares. 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 log-linear 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, 2013). 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*.

### 1.3. 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 ( $U^{em}$ ), 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 ( $Y^{em}$ ) somada a sua parcela recebida via transferências incondicionais ( $t.A$ ) deve ser condizente com seus gastos com bens públicos e privados. Considere  $A$  o volume de transferências incondicionais e  $t$  a participação dos tributos na renda do contribuinte (ou *tax share*). Seguindo Carvalho e Cossio (2001), o problema do eleitor mediano corresponde a:

$$\text{Max}U^{em} = U^{em}(G, X) \quad (1)$$

Sujeito a

$$Y^{em} + t.A = X + p_G.G, \quad (2)$$

onde  $p_G$  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:

$$\frac{\partial U}{\partial G} = t.p_G \cdot \frac{\partial U}{\partial X} \quad (3)$$

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

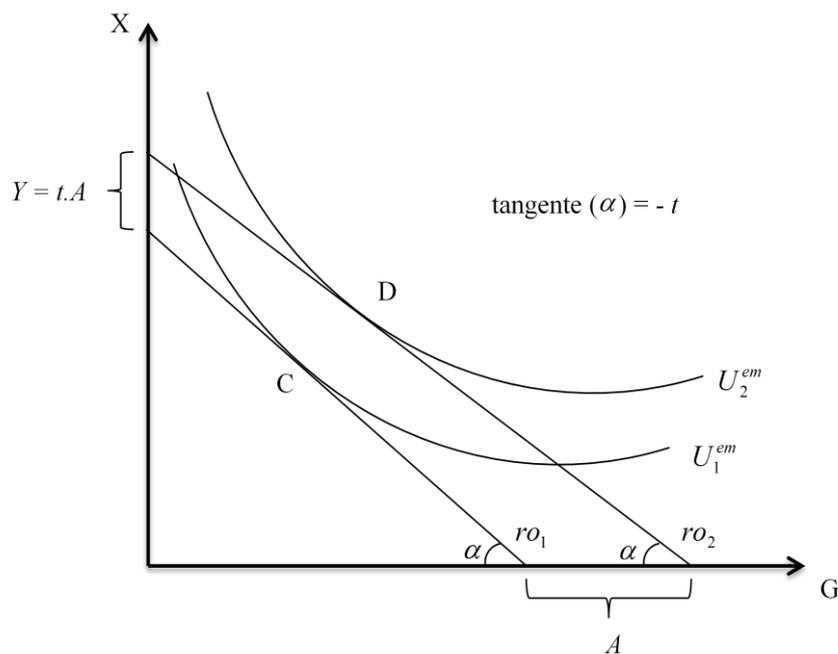
$$\frac{\partial(p_G \cdot G)}{\partial A} = \frac{\partial E}{\partial A} = t \cdot \left( \frac{\partial E}{\partial Y^{em}} \right) \quad (4)$$

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 ( $\varepsilon_{E, Y^{em}}$ ) e via transferências incondicionais ( $\varepsilon_{E, A}$ ):

$$\varepsilon_{E, A} = \left( \frac{A \cdot t}{Y^{em}} \right) \cdot \varepsilon_{E, Y^{em}} \quad (5)$$

A figura 1 abaixo mostra graficamente a equivalência teórica entre as transferências incondicionais *lump sum* e a renda própria do eleitor mediano. Dada restrição orçamentária inicial do eleitor mediano ( $ro_1$ ), a escolha ótima das quantidades de bens públicos e privados se dá na interseção de  $ro_1$  com a função utilidade inicial do eleitor mediano ( $U_1^{em}$ ), 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  $t \cdot A$  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 ( $ro_2$ ) e a curva de utilidade do eleitor mediano ( $U_2^{em}$ ) pode ser atingido por uma transferência intergovernamental ( $A$ ) ou por um aumento na renda do eleitor mediano de magnitude  $t \cdot A$ . 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 1.1: 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:

$$\hat{\varepsilon}_{E,A} > \left( \frac{A.t}{Y^{em}} \right) \cdot \hat{\varepsilon}_{E,Y^{em}} \quad (5)$$

onde  $\hat{\varepsilon}$  representa as elasticidades estimadas.

Visto que a razão  $\left(\frac{At}{Y^{em}}\right)$  é menor que a unidade, por construção, a verificação de  $\hat{\varepsilon}_{E,A} > \varepsilon_{E,A}$  constitui-se uma evidência direta presença de efeito *flypaper*, cuja extensão ( $EF$ ) pode ser dada pela diferença entre o efeito estimado das transferências e o previsto pela teoria do eleito mediano, ou seja,  $EF = \hat{\varepsilon}_{E,A} - \varepsilon_{E,A}$ . Dadas as dificuldades de se obter  $\varepsilon_{E,A}$ , pode estimar a extensão do efeito *flypaper* ( $EF$ ) pela expressão<sup>1</sup>:

$$EF = \hat{\varepsilon}_{E,A} - \left(\frac{At}{Y^{em}}\right) \cdot \hat{\varepsilon}_{E,Y^{em}} \quad (6)$$

## 1.4. 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.

### 1.4.1. 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

<sup>1</sup> Expressão semelhante pode ser obtida em termos da receita com bens públicos ( $G$ ).

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, aplicam-se filtros para eliminar informações ausentes (*missing values*) e 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<sup>2</sup>. 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 (*age14*), a proporção da população com 65 anos ou mais de idade (*age65*), 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*)<sup>3</sup>. A tabela 1 nos anexos apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.

---

<sup>2</sup> Vale ressaltar que possíveis problemas de endogeneidade entre despesas e receitas são controlados pelo padrão típico das contas brasileiras, via leis orçamentárias. Com isso, despesas não planejadas (ou extraordinárias) possuem impacto ínfimo na receita orçamentária prevista para determinado ano.

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> 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

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<sup>4</sup> 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 significativa, 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

---

condicionais (FUNDEB, FUNDEF, SUS etc) nem diretas aos contribuintes (Bolsa Família, pensões, aposentadorias etc).

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 ( $HH$ )<sup>5</sup>, 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)<sup>6</sup>. 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 conseqüentemente, 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.

---

<sup>5</sup>  $HH = \sum_{p=1}^P SH_p^2$ , onde  $SH_p$  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  $1/P$  quando as vagas são igualmente divididas entre  $P$  partidos. Logo, o índice de fragmentação representa o número de partidos igualmente equivalentes na Câmara de Vereadores do município.

<sup>6</sup> 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.

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<sup>7</sup>.

#### 1.4.2. MODELO ECONOMETRICO

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:

$$dorc_i = \beta_0' X_i + \varepsilon_i, \text{ onde } i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

Como apresentado no Quadro 1,  $dorc_i$  é a despesa orçamentária *per capita* do  $i$ -ésimo município e  $X_i = [1 \ t_i \ z_i \ pa_i \ \dots \ idh_i \ frag_i]$  é o vetor de variáveis explicativas, ou de controle.  $\varepsilon_i$  é o termo de erro independente e identicamente distribuído (*iid*) com média zero e variância finita. Já  $\beta_0' = [\beta_{00} \ \beta_{10} \ \beta_{20} \ \beta_{30} \ \dots \ \beta_{k0}]$  é o vetor de coeficientes. Contudo, Becker (1996) e Worthington e Dollery (1999) apontam falhas no modelo

<sup>7</sup> Valores obtidos a partir de dados da FINBRA.

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:

$$dorc_i = \beta_1' X_{i1} \cdot I_1(fpol_i \leq \gamma) + \beta_2' X_{i2} \cdot I_2(fpol_i > \gamma) + \varepsilon_i, \quad (2)$$

onde  $i = 1, 2, \dots, N$ ;  $\beta_j = [\beta_{0j} \ \beta_{1j} \ \beta_{2j} \ \beta_{3j} \ \dots \ \beta_{kj}]$  e  $j = 1, 2$ .

Utiliza-se  $fpol_i$  como variável *threshold* para analisar a divisão da amostra em dois grupos e  $\gamma$  é o parâmetro *threshold* a ser estimado.  $I_j$  é uma função indicadora em que  $I_1$  assume o valor 1 quando  $fpol_i \leq \gamma$  e 0, caso contrário e  $I_2$  assume o valor 1 quando  $fpol_i > \gamma$  e 0, caso contrário. Dessa forma, a especificação linear passa a ser um caso particular do modelo com efeito *threshold* quando  $\beta_1 = \beta_2$ .

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

$$dorc_i = B'(\gamma)Z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

onde,  $B(\gamma) = (\beta_1' I_1, \beta_2' I_2)$ .

O procedimento de estimação segue a metodologia proposta por Hansen (2000). Define-se o espaço  $\Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]$ , onde  $\underline{\gamma} > \min\{fpol_i\}$  e  $\bar{\gamma} < \max\{fpol_i\}$ . Note que o vetor de parâmetros  $B(\gamma)$  pode assumir diferentes valores, de acordo com a força política do município. Assim, estima-se  $B(\gamma)$  por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para todo  $\gamma \in \Gamma$ , formando a soma de quadrados dos resíduos  $S(\gamma) = \sum (dorc_i - \hat{B}'(\gamma)Z_i)^2$ . As estimativas de  $B$  e  $\gamma$  são os valores que minimizam as respectivas somas de quadrados dos resíduos,  $S(\gamma)$ . Ou seja,  $\{\hat{B}, \hat{\gamma}\} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} S(\gamma)$ .

Para testar a linearidade do modelo, realiza-se um teste de hipótese cuja hipótese nula é a linearidade do modelo ( $H_0 : \gamma = 0$  ou  $\beta_1 = \beta_2$ ) e a alternativa é a presença do modelo com efeito *threshold* ( $H_1 : \gamma \neq 0$  ou  $\beta_1 \neq \beta_2$ ). 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. Apresentada a metodologia, na próxima seção discutem-se os resultados obtidos na pesquisa.

## 1.5. 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*.

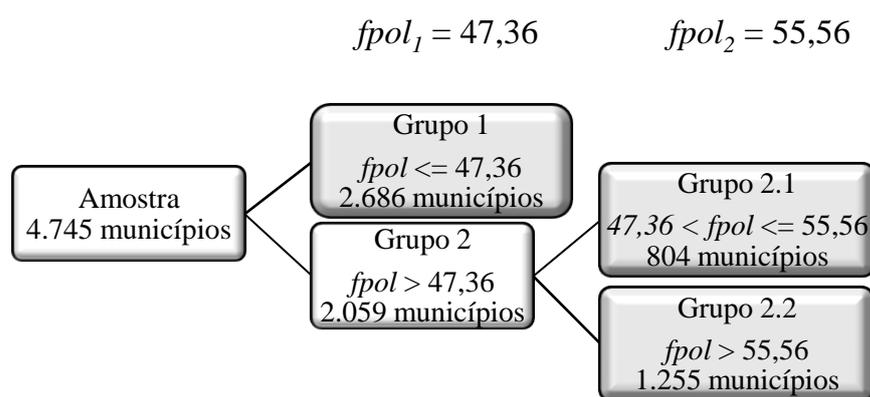
O valor da estatística LM para escolha entre os modelos foi 66,18 e o p-valor baseado em 1000 replicações foi nulo. Considerando um nível de significância a 5%, os resultados sugerem a rejeição da linearidade da demanda por bens públicos e a aceitação estatística do modelo com efeito limiar. O *threshold* 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 1.2: 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 1.3: Modelos linear e com efeito *threshold*, segundo a força política (*fpol*)**

	Modelo Linear (Brasil)	Modelo <i>Threshold</i>		
Grupos	-	Grupo 1	Grupo 2.1.	Grupo 2.2
<i>Threshold: fpol</i>	-	<i>fpol</i> ≤ 47,36	47,36 < <i>fpol</i> ≤ 55,56	<i>fpol</i> > 55,56
Nº Municípios	4745	2686	804	1255
<i>Constante</i>	0,6198* (2,4723)	0,2819 <sup>ns</sup> (0,8358)	1,5930* (2,966)	0,5123 <sup>ns</sup> (1,041)
<i>pa</i>	0,2644* (6,551)	0,1599* (3,152)	0,4449* (4,970)	0,3511* (4,248)
<i>t</i>	-0,2417* (-5,6724)	-0,1208* (-2,251)	-0,4250* (-4,532)	-0,3592* (-4,12)
<i>Z</i>	0,8396* (44,2594)	0,8824* (35,35)	0,7416* (19,51)	0,8386* (21,51)
<i>idh</i>	0,2014* (2,8580)	0,1250 <sup>ns</sup> (1,332)	0,2842** (1,973)	0,2469** (1,709)
<i>dens</i>	0,0091* (2,8887)	0,0085* (2,006)	0,0142** (1,831)	0,0051 <sup>ns</sup> (0,8767)
<i>urb</i>	-0,0410* (-4,6820)	-0,0390* (-3,235)	-0,0165 <sup>ns</sup> (-1,004)	-0,0623* (-3,5)
<i>age14</i>	0,2974* (7,5809)	0,3269* (6,172)	0,2753* (3,648)	0,2492* (2,993)
<i>age65</i>	-0,0109 <sup>ns</sup> (-0,5939)	0,0194 <sup>ns</sup> (0,7708)	-0,0946* (-2,274)	-0,0223 <sup>ns</sup> (-0,6583)
<i>analf15</i>	0,0058 <sup>ns</sup> (0,5827)	-0,0117 <sup>ns</sup> (-0,8879)	0,0245 <sup>ns</sup> (1,168)	0,0154 <sup>ns</sup> (0,7445)
<i>black</i>	-0,0027 <sup>ns</sup> (-0,6388)	-0,0019 <sup>ns</sup> (-0,3622)	-0,0260* (-2,879)	0,0119 <sup>ns</sup> (1,25)
<i>frag</i>	0,0145 <sup>ns</sup> (1,5239)	0,0193 <sup>ns</sup> (1,353)	-0,0107 <sup>ns</sup> (-0,578)	0,0449* (2,637)
R <sup>2</sup> Ajustado	0,780	0,785	0,818	0,768

**Fonte: Elaboração própria.**

Nota: \* significativa a 5%; \*\* significativa a 10%; ns não significativa.

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; SAKURAI, 2013 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<sup>8</sup>. 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

---

<sup>8</sup> 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. Embora os resultados apontem para uma segmentação no segundo grupo (em 2.1 e 2.2), intervalos de confiança mostram relativa interseção entre tais subgrupos, suscitando a possibilidade da inexistência de diferenciação do efeito *flypaper* no grupo 2.

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 significativo 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 significativa 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 significativa 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)<sup>9</sup>. O resultado mais incisivo

---

<sup>9</sup> Lei 9.394 de 20 de dezembro de 1996.

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 significativa 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, 2012) de que a pobreza entre idosos é menor do que nas demais faixas etárias.

Contrariando resultados de seminários 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 significativa, mas com sinal trocado para municípios pertencentes ao grupo 2.1, não sendo significativa nas demais categorias.

Por fim, a fragmentação partidária nas câmaras de vereadores (*frag*) é estatisticamente significativa 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%.

Na próxima seção apresentam-se as conclusões, propõem-se políticas e comentam-se sugestões para estudos futuros.

## 1.6. 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 (BOWEN, 1943; BLACK, 1948 e DOWNS, 1957) para a amostra considerada, 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, mais fraco politicamente, 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, conseqüentemente, 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 com base aliada relativamente grande possuem Câmaras de Vereadores com grande quantidade de partidos igualmente relevantes dividindo o poder no

Legislativo local. 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. Conseqüentemente, 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.

## 1.7. 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, Enlison; ROCHA, Fabiana. **Flypaper Effect Revisited: Evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities**. 2009. Disponível em: <[http://eespfgvspbr.tempsite.ws/\\_upload/publicacao/219.pdf](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, n° 8, p. 577-596, 2004.

BAILEY, Stephen; CONNOLLY, Stephen. The Flypaper Effect: Identifying 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, n° 1, p. 85-102, 1996.

BORGE, L. Strong Politicians, Small Deficits : Evidence from Norwegian local governments, **European Journal of Political Economy**, v.21, n° 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, n° 1, p. 23-34, Feb. 1948.

BRADFORD, 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, n° 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](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. **Ensaio 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](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: **Intergovernmental Fiscal Transfers: Principles and practice**. BOADWAY, R and SHAH, A. 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, Edward. State and Local Governments and Their Budget Constraint. **International Economic Review**, v, 10, p. 163-182, 1969.

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

\_\_\_\_\_. The Revenues-Expenditure Nexus: Evidence from local government data. **International Economic Review**, v. 30, nº 3, p. 415–429, 1989.

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

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

IPEA. **Tendências demográficas mostradas pelo PNAD 2011**. Brasília, 2012.

Disponível em:

<[http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/comunicado/121011\\_comunicadoipea157.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/comunicado/121011_comunicadoipea157.pdf)> Acesso em: 18 abril 2013.

KALB, Alexander. The Impact of Intergovernmental Grants on Cost Efficiency: theory and evidence from German municipalities. **Economic Analysis & Policy**, v. 40, nº 1, p. 23-48, March, 2010.

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.

LOGAN, R.R. Fiscal Illusion and the Grantor Government. **Journal of Political Economy**, v. 94, nº 6, p. 1304-1318, 1986.

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. An Economic Model of Federal Grants and Local Fiscal Response. In W.E. Oates (Ed.), **Financing the New Federalism**. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1975.

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

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](http://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.

POMMEREHNE, W. W.; SCHNEIDER, F. Fiscal Illusion, Political Institutions, and Local Public Spending. **Kyklos**, v. 31, p. 381 – 408, 1978.

QUIGLEY, J. M.; SMOLENSKY, E. Conflicts 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.

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

ROEMER, J.; SILVESTRE, J. The "Flypaper Effect" Is Not an Anomaly. **Journal of Public Economic Theory**, vol. 4, nº 1, January, p.1-17, Jan, 2002.

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

SAKURAI, S. N. Efeitos Assimétricos das Transferências Governamentais sobre os Gastos Públicos Locais: evidências em painel para os municípios brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n° 2, 2013.

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 Governance**, 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 Effect. Umeå, **Economic Studies**, n° 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 1.1: Resumo das Variáveis Utilizadas.**

<b>Variáveis</b>	<b>Descrição</b>	<b>Fonte</b>	<b>Sinal Esperado</b>
Despesa Total ( <i>dorc</i> )	Despesa orçamentária total per capita	IBGE	Variável Dependente
Preço do Bem Público (ou <i>tax price</i> ) ( <i>t</i> )	Receita tributária <i>per capita</i> / receita orçamentária	Elaboração própria. Dados da FINBRA	-
Renda Total do Eleitor Mediano ( <i>Z</i> )	Renda mediana + transferências incondicionais <i>per capita</i>	Elaboração própria. Dados do IBGE e da FINBRA	+
Participação das transferências na renda <i>per capita</i> do eleitor mediano ( <i>pa</i> )	Participação das transferências incondicionais na renda total do eleitor mediano ( $pa = t \cdot A / Z$ ), Onde A são as transferências incondicionais <i>per capita</i>	Elaboração própria. Dados do IBGE e da FINBRA	$0 < pa < 1$
Índice de Desenvolvimento Humano do Município ( <i>idh</i> )	Índice de Desenvolvimento Humano do Município	PNUD	+
Densidade Demográfica ( <i>dens</i> )	População / Área	IBGE	+
Grau de Urbanização ( <i>urb</i> )	População urbana / População total	IBGE	+
Proporção da população com até 14 anos de idade ( <i>age14</i> )	Proporção da população residente com até 14 anos de idade	IBGE	+
Proporção da população com 65 anos ou mais de idade ( <i>age65</i> )	Proporção da população residente com 65 anos ou mais de idade	IBGE	+
Analfabetos ( <i>analf15</i> )	Proporção da população residente analfabeta com até 15 anos de idade	IBGE	+
Negros ( <i>black</i> )	Proporção da população residente de cor negra	IBGE	+
Índice de Fragmentação Partidária ( <i>frag</i> )	Inverso do Índice de Hirshman-Herfindhal ( <i>HH</i> ). Representa o número de partidos igualmente equivalentes na Câmara de Vereadores.	Elaboração própria. Dados do TSE	+
Força Política ( <i>fpol</i> )	É uma <i>proxy</i> 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 <i>Threshold</i>

**Fonte: Elaborado pelo autor.**

**Tabela 1.1: Estatística Descritiva das Variáveis (Variáveis em nível)**

<b>Variáveis</b>	<b>Média</b>	<b>Mediana</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>Máximo</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Amplitude</b>
<i>dorc</i> (em milhões de R\$)	40,95	12,89	273,49	13.013,70	1,08	13.012,62
<i>T</i>	6,20E-06	4,17E-06	7,96E-06	1,70E-04	1,60E-08	1,70E-04
<i>Z</i> (em R\$)	1.709,99	1.493,40	782,77	9.850,09	594,78	9.255,30
<i>Pa</i>	4,31E-06	2,61E-06	6,29E-06	1,32E-04	7.09E-09	1,32E-04
<i>transf</i> (em milhões de R\$)	25,89	9,71	133,69	7.259,29	1,37	7.257,92
<i>dens</i> (hab/km <sup>2</sup> )	112,66	25,67	556,69	13.030,48	0,20	13.030,28
<i>urb</i> (%)	65,15	66,53	21,82	100,00	4,17	95,83
<i>age14</i> (%)	24,69	24,11	4,59	51,25	7,40	43,85
<i>age65</i> (%)	8,59	8,55	2,38	19,82	1,61	18,21
<i>analf15</i> (%)	12,06	9,79	7,33	35,34	0,82	34,52
<i>black</i> (%)	6,07	4,89	4,66	50,64	0,03	50,61
<i>IDH</i>	0,67	0,68	0,07	0,86	0,44	0,42
<i>Frag</i>	4,66	4,76	1,54	17,32	1,00	16,32
<i>fpol</i>	0,45	0,44	0,24	1,00	0,00	1,00

**Fonte: Elaboração própria.**

**Tabela 1.2: Participação das Transferências Incondicionais e da Receita Tributária na Receita Orçamentária dos Municípios.**

<b>Regiões e Estados</b>	<b>Transferências Incondicionais (%)</b>	<b>Receita Tributária (%)</b>
<b>NORTE</b>	<b>47.54</b>	<b>11.45</b>
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
<b>NORDESTE</b>	<b>45.03</b>	<b>10.51</b>
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
<b>CENTRO OESTE</b>	<b>44.42</b>	<b>15.19</b>
Goiás	44.91	16.84
Mato Grosso	46.62	12.30
Mato Grosso do Sul	41.72	16.41
<b>SUDESTE</b>	<b>38.07</b>	<b>19.81</b>
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
<b>SUL</b>	<b>44.03</b>	<b>16.97</b>
Paraná	43.92	18.18
Rio Grande do Sul	44.48	16.18
Santa Catarina	43.68	16.57
<b>BRASIL</b>	<b>43.82</b>	<b>14.79</b>

**Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FINBRA.**

## 2. A SUSTENTABILIDADE DO ENDIVIDAMENTO PÚBLICO BRASILEIRO: UMA AVALIAÇÃO POR *SPLINES* PENALIZADOS

### 2.1. INTRODUÇÃO

A recente crise imobiliária norte americana tomou graves proporções ao atingir a economia mundial e transferir seu epicentro para a Europa, evidenciando a fragilidade das políticas fiscais insustentáveis adotadas em alguns países da zona do euro, sobretudo Portugal, Irlanda, Itália, Grécia e Espanha (PIIGS). O crescente endividamento público nestes países culminou na crise da União Europeia em 2011, cujos efeitos ainda são mitigados em vários países, reacendendo as discussões acerca da sustentabilidade fiscal do endividamento público.

Segundo Musgrave (1973), o endividamento público representa um dos pilares da estabilização econômica por estar diretamente relacionado a medidas orçamentárias. Ademais, a literatura empírica de finanças públicas é assente em relacionar políticas de endividamento sustentáveis como fatores cruciais para o crescimento econômico. Utilizando o critério do Fundo Monetário Internacional (FMI), a dívida pública de um país pode ser considerada sustentável se o valor presente de suas receitas for suficiente para o pagamento de suas obrigações, sem qualquer correção maior no futuro que seja inviável ou indesejável por razões econômicas ou políticas (FMI, 2003). De outra forma, expressivos índices de endividamento estão associados à instabilidade econômica (FMI, 2012), baixos níveis de crescimento econômico e investimento (FISCHER, 1993; CATÃO e TERRONES, 2005, REINHART e ROGOFF, 2010) e elevados níveis de inflação (EASTERLY e SCHMIDT - HEBBEL, 1993; CATÃO e TERRONES, 2005).

Logo, um estudo dessa natureza é imprescindível para se entender a dinâmica do endividamento público de um país carente de recursos como o Brasil, pois permitiria ao governo planejar ações corretivas mais eficientes no combate à elevação da dívida pública, ampliando os recursos disponíveis para investimentos. De outra forma, a elaboração de políticas fiscais desconsiderando o comportamento da dívida pública poderia seriamente comprometer a política fiscal do país e sua capacidade de crescimento no longo prazo (MONTES e ALVES, 2012).

A abordagem empírica tradicional de avaliação da sustentabilidade do endividamento público consiste em testar se a administração pública gere um esquema *Ponzi*<sup>10</sup> em suas finanças e/ou as séries temporais de receitas e despesas governamentais são consistentes com a restrição orçamentária intertemporal (ROI) do governo. Neste sentido, o seminal de Hamilton e Flavin (1986) representa um marco na literatura de finanças públicas ao utilizar técnicas de raiz unitária e cointegração para comprovar empiricamente a solvência fiscal da economia norte americana de 1962 a 1984. A partir deste seminal, vários autores se dedicaram a analisar sustentabilidade do endividamento público sob a égide dessa metodologia, quais sejam: Wilcox (1989); Trehan e Walsh (1991); Hakkio e Rush (1991); Ahmed e Rogers (1995) e Uctum e Wickens (2000). Seguindo a literatura internacional, Rocha (1997), Tanner (1995), Luporini (2000), Issler and Lima (2000), Giambiage e Ronci (2004) e Bicalho (2005) encontram evidências da sustentabilidade da dívida brasileira em diversos períodos.

No entanto, Bohn (1998) faz várias críticas aos modelos empíricos até então apresentados, cujos principais argumentos focam nas taxas de juros (ou taxas de desconto) determinísticas e na incapacidade dos testes convencionais de raiz unitária<sup>11</sup> e cointegração em se rejeitar a hipótese nula de estacionaridade das séries. Já Bohn (2007) mostra existir uma extensa classe de processos estocásticos que violam os testes padrões de raiz unitária e estacionaridade, mas, ainda sim, satisfazem a restrição orçamentária intertemporal do governo.

Em uma série de artigos Bohn (1995, 1998 e 2008) apresenta um avanço nos campos teórico e empírico de avaliação da sustentabilidade do endividamento público ao elaborar uma nova abordagem de estudo para sustentabilidade e uma ferramenta econométrica inédita para estimá-la. Bohn (1998) propõe estudar a restrição orçamentária intertemporal do governo por meio de uma função de reação, tal que a razão superávit primário/PIB seja uma função da razão dívida/PIB, independente de taxas de juros arbitrárias utilizadas em modelos anteriores. Segundo o autor, o superávit primário/PIB deve ser uma função pelo menos linearmente positiva da razão dívida/PIB, indicando que a administração pública emprega medidas corretivas como

---

<sup>10</sup> Neste caso, impõe-se um limite à capacidade de financiamento do governo ao evitar que se role eternamente a dívida, pagando montante e juros de uma dívida antiga pela emissão de nova dívida (BERGMAN, 2001).

<sup>11</sup> Bohn (2007) se refere aos testes Augmented Dickey - Fuller (ADF), Phillipis Perron (PP) e Kwiatkowski et al, 1992 (KPSS).

elevação de impostos e/ou corte de gastos para financiar o endividamento público. A manutenção dessa propriedade garante a satisfação da ROI e, assim, a sustentabilidade da política de endividamento público, mesmo em um ambiente de incerteza.

Complementar a análise de Bohn (1998), Greiner e Fincke (2009) salientam que do ponto de vista estatístico, uma elevação no superávit primário em resposta a uma maior dívida do governo implica que a série de endividamento com respeito ao PIB se tornaria um processo revertedor da tendência média de crescimento. Isto se mantém porque maiores razões dívida/PIB necessitam de elevações na razão superávit primário/PIB para financiá-las. Contudo, a reversão da tendência média somente se mantém caso o coeficiente de reação, que determina quão forte o superávit primário reage a elevações no endividamento, for suficientemente grande.

Apesar de uma imensa gama de artigos analisarem a sustentabilidade do endividamento público, a literatura ainda é incipiente ao tratar da não linearidade do endividamento público. Especificamente para o Brasil, recentemente têm-se proposto modelos não lineares para estudar o comportamento da dinâmica do endividamento federal ou local. Nesse sentido, destacam-se os modelos com efeito *threshold* (LIMA e SIMONASSI, 2005; SCHETTINI, 2013), modelos com quebras estruturais (LUPORINI, 2002, WYSPLOZ, 2005) e cointegração com quebras estruturais exógenas (LUPORINI, 2012) e endógenas (SIMONASSI, 2014).

Nesse contexto, estende-se o arcabouço proposto por Bohn (1998), ao se propor uma função de reação fiscal sob a possibilidade de coeficientes variáveis no tempo para avaliar a sustentabilidade da trajetória da dívida pública brasileira. O procedimento empírico consiste na aplicação de um modelo de regressão por *splines* penalizados para uma amostra com dados trimestrais de 2001.4 a 2014.1 para o Brasil.

Uma análise não linear para a dívida brasileira é compreensível, pois seria excessivamente simplista supor que o superávit primário sempre reage direta ou inversamente proporcional a mudanças no estoque da dívida. A variabilidade da função de reação fiscal é mais plausível para modelar o comportamento da dívida federal diante das mudanças de governo e das crises econômico-financeiras ocorridas no período compreendido pela amostra<sup>12</sup>. Em termos estatísticos, Fincke e Greiner (2011) destacam ainda pelo menos três razões para a utilização de um modelo com coeficientes variáveis.

---

<sup>12</sup> Crises da Argentina (2002), do *subprime* norte-americana (2008) e da dívida europeia (2009).

A primeira é que o processo gerador de dados é desconhecido e muito provavelmente, não linear. Como qualquer modelo não linear pode ser aproximado por um modelo linear com coeficientes variáveis no tempo, a estimação de tal modelo é mais geral do que uma estimação por mínimos quadrados ordinários (MQO) e fornece estimativas mais próximas do mecanismo gerador de dados (GRANGER, 2008). Segunda, com a aplicação dessa estratégia de estimação permite-se inferir se as respostas dos governos se alteraram no tempo e detectar se o coeficiente é sempre positivo. Finalmente, seguindo a perspectiva levantada por Fincke e Greiner (2011), a terceira razão é que a aleatoriedade dos coeficientes no curto prazo os tornam suas melhores expectativas para o longo prazo, fato crucial no caso de sustentabilidade.

Dentre os principais resultados encontrados, verifica-se que a não sustentabilidade da política de endividamento público federal na amostra considerada. Além disso, a função de reação fiscal pode ser descrita por um relacionamento linear entre o superávit primário e a dívida, ambos medidos como proporção do PIB.

Além desta introdução o restante do artigo é organizado como segue. Na segunda seção apresenta-se o modelo teórico para avaliar a sustentabilidade do endividamento público. Na terceira seção apresentam-se a base de dados e suas fontes. Na seção seguinte, discutem-se as evidências empíricas inerentes ao modelo teórico apresentado e, por fim, na quinta seção comentam-se as conclusões e sugerem-se extensões para pesquisas futuras.

## **2.2. MODELO TEÓRICO**

Seguindo Fincke e Greiner (2011), considera-se a independência do Banco Central do Brasil (BACEN) ao analisar as condições da trajetória da dívida pública brasileira. Com isso, negligencia-se a possibilidade de o Tesouro Nacional usar senhoriagem ou inflação para reduzir o estoque real da dívida soberana. Supõe-se ainda que a política fiscal vigente seja Ricardiana (BOHN, 1998; CANZONERI et al, 2001 e SCHETTINI, 2013), de modo que elevações na dívida pública ensejem medidas corretivas futuras via elevação do superávit primário e que o governo adota a suavização dos impostos ao longo do tempo (*tax smoothing*) (BARRO, 1979), tal que os superávits primários também variam com as despesas temporárias e com o nível de atividade econômica.

Do ponto de vista tradicional de Finanças Públicas, como qualquer agente econômico, o governo busca equilibrar seu orçamento, tal que as despesas previstas sejam financiadas pelas receitas arrecadadas pelo governo. Seguindo Fincke e Greiner (2011), considera-se uma economia determinística em tempo contínuo e que a dívida pública evolui no tempo de acordo com a seguinte dinâmica:

$$\frac{dB(t)}{dt} = r(t)B(t) + G(t) - T(t) = r(t)B(t) - S(t) \quad (1)$$

Onde  $B(t)$  representa o endividamento público,  $r(t)$  a taxa de juros e  $S(t)$  o superávit primário, que consiste na arrecadação tributária  $T(t)$ , menos as despesas públicas  $G(t)$ . Todas as variáveis são consideradas em termos reais e as funções são contínuas no tempo. Pode-se afirmar que a trajetória do endividamento público de um país é sustentável, caso a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) do governo seja atendida. Ou seja:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} B(t) e^{-\int_{t_0}^t r(\tau) d\tau} = 0 \Leftrightarrow B(t_0) = \int_{t_0}^{\infty} e^{-\int_{t_0}^{\tau} r(\mu) d\mu} S(\tau) d\tau \quad (2)$$

Assumindo que a razão superávit primário/PIB ( $S/Y$ ) seja dada por:

$$\frac{S(t)}{Y(t)} = \alpha + \beta(t) \left( \frac{B(t)}{Y(t)} \right) \quad (3)$$

Com  $\alpha, \beta(t) \in \mathfrak{R}$  são os coeficientes, com  $\alpha$  sendo uma constante.  $\beta(t) \in \mathfrak{R}$  é o coeficiente de reação tempo-variável que mostra o quão forte a razão superávit primário/PIB reage a mudanças no endividamento/PIB e  $\alpha$  pode ser interpretado como um componente sistemático que determina como o superávit primário reage a variações no PIB, em nível. Substituindo a equação (3) em (1), obtém-se

$$\frac{dB(t)}{dt} = (r(t) - \beta(t))B(t) - \alpha Y(t) \quad (4)$$

Solucionando a equação diferencial acima e multiplicando ambos os lados

por  $e^{-\int_{t_0}^t r(\mu)d\mu}$  para obter os valores presentes, obtém-se:

$$e^{-C_3(t)} B(t) = e^{-C_1(t)} B(t_0) - \alpha Y(t_0) e^{-C_1(t)} \int_{t_0}^t e^{C_1(\tau)} e^{C_2(\tau)} e^{-C_3(\tau)} d\tau, \quad (5)$$

Com

$$\int_{t_0}^{\tau} \beta(\mu)d\mu \equiv C_1(\tau); \int_{t_0}^{\tau} \gamma(\mu)d\mu \equiv C_2(\tau); \int_{t_0}^{\tau} r(\mu)d\mu \equiv C_3(\tau), \quad (6)$$

onde  $\gamma$  é a taxa de crescimento do PIB.

A equação (5) demonstra que  $\lim_{t \rightarrow \infty} C_1(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} \int_{t_0}^t \beta(\tau)d\tau = \infty$  se manterá

de modo que o primeiro termo da equação converge para zero. O segundo termo no lado direito da equação (5) pode ser escrito como:

$$\frac{\int_{t_0}^t e^{C_1(\tau)} e^{C_2(\tau)} e^{-C_3(\tau)} d\tau}{e^{C_1(t)}} \equiv C_4(t), \quad (7)$$

assumindo que o termo  $\alpha Y(t_0) = 1$ .

Se  $\int_{t_0}^{\infty} e^{C_1(\tau)} e^{C_2(\tau)} e^{-C_3(\tau)} d\tau$  permanecer limitado garante-se que  $\lim_{t \rightarrow \infty} C_1(t)$

converge para zero. A limitação de  $\int_{t_0}^{\infty} e^{C_1(\tau)} e^{C_2(\tau)} e^{-C_3(\tau)} d\tau$  é dada por

$\lim_{t \rightarrow \infty} (C_1(t) + C_2(t) - C_3(t)) = -\infty$ . Se  $\lim_{t \rightarrow \infty} \int_{t_0}^t e^{C_1(\tau)} e^{C_2(\tau)} e^{-C_3(\tau)} d\tau = \infty$ , aplicando

a regra de L'Hospital resulta no limite de  $C_4(t)$  como

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (C_4(t)) = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{e^{C_2(t)} e^{-C_3(t)}}{\beta(t)}. \quad (8)$$

Considerando o caso de uma economia dinamicamente eficiente a taxa de juros excede a taxa de crescimento da economia, de modo que  $r > \gamma$ , e não existe a possibilidade de o governo administrar um esquema *Ponzi* em suas finanças. Com isso,  $C_4(t)$  converge para zero no limite caso  $\lim_{t \rightarrow \infty} C_1(t) = \infty$  se mantenha. Observa-se que  $\lim_{t \rightarrow \infty} C_1(t) = \infty$  exclui a possibilidade de que  $\beta(t)$  convirja para zero exponencialmente.

Essas considerações mostram que um coeficiente de reação positivo sobre a média, que implica que  $\int_{t_0}^t \beta(\tau) d\tau = \infty$ , garante que o valor presente da dívida pública convirja para zero na média. Consequentemente, a reação do governo à razão dívida/PIB poderá ser nula ou mesmo negativa em alguns períodos, contudo na média será positivo. Caso contrário, não haverá política de endividamento sustentável. Note-se que este teste implica que a razão superávit primário/PIB, que é limitado superiormente, ainda não atingiu seu limite superior e ainda pode ser majorado. Contudo, esse problema parece ser negligenciável de modo que o teste da reação do superávit primário a variações no endividamento público obtém informações suficientes sobre a sustentabilidade do endividamento público do país.

Na seção seguinte, apresenta-se a base de dados, bem como suas fontes.

### 2.3. DADOS

A base de dados considerada neste artigo foi obtida junto ao Sistema de Séries Temporais, disponibilizados pelo Banco Central do Brasil (BC)<sup>13</sup>. Os dados contêm informações trimestrais do governo federal durante o período de 2001.4 a 2014.1.

As variáveis utilizadas na pesquisa dizem respeito a superávit primário e dívida, medidos pelo conceito “acima da linha”<sup>14</sup> e como proporção do PIB. Como discutido anteriormente, considerando os efeitos dos ciclos de receitas e despesas da economia no superávit primário, incluem-se na análise as variáveis  $YVar$  e  $GVar$ ,

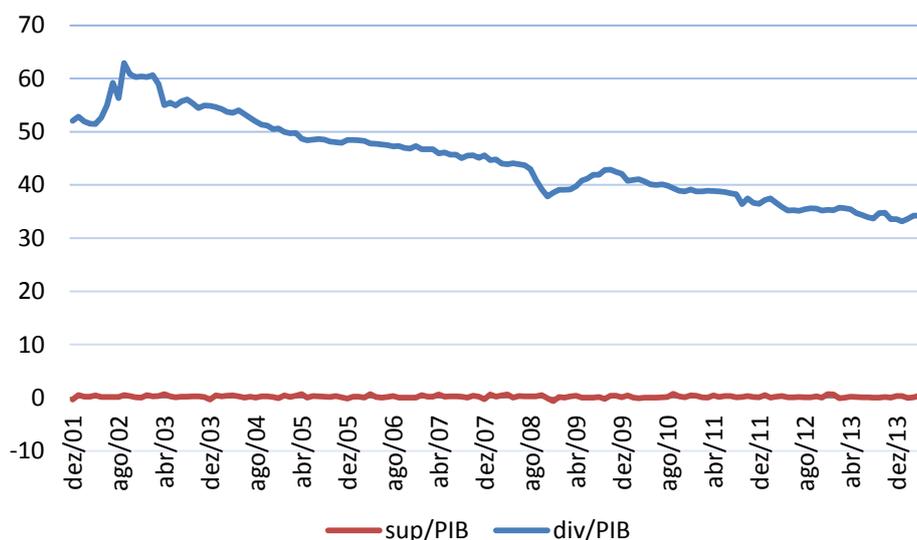
<sup>13</sup> [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)

<sup>14</sup> O resultado fiscal é apurado a partir dos fatores que o geraram, ou seja, a partir da mensuração dos fluxos de ingresso (receita) e de saída (despesa) de recursos da administração pública.

obtidas pela aplicação do filtro Hodrick-Prescott (HP), nas séries de receita total e despesa total, respectivamente.

A variável superávit primário corresponde à série de resultado primário, que representa o somatório do resultado primário do Governo Federal (Tesouro Nacional e Previdência Social) e do Banco Central, excluídos os pagamentos de juros. Já variável de dívida corresponde à série da Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) e diz respeito a o balanceamento entre as dívidas e os créditos do setor público não financeiro (exceto Petrobrás e Eletrobrás) e do Banco Central (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2012). O gráfico 1 mostra o comportamento dessas variáveis considerando o período analisado.

**Gráfico 2.1: Superávit Primário x Dívida Líquida do Setor Público (ambos em% PIB)**



**Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB**

Pode-se observar que inicialmente há um crescimento substancial da razão dívida/PIB (*div/PIB*), atingindo o pico de 62,9% em setembro de 2002, possivelmente influenciado pela crise Argentina e pelo racionamento de energia elétrica no período. Contudo, em termos gerais, pode-se observar que a dívida brasileira tem decrescido, enquanto a superávit primário/PIB (*sup/PIB*) permanece visivelmente estável, eventualmente devido à imposição da meta de superávit primário que vem oscilando entre 3% e 4%, desde sua criação em 1999. Com isso, espera-se que a política de endividamento federal seja sustentável no período considerado.

Apresentados o modelo teórico e a base de dados, na seção seguinte apresentam-se as evidências empíricas.

## 2.4. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Nesta seção, analisa-se empiricamente a reação do superávit primário/PIB a variações na razão dívida/PIB, considerando a possibilidade de parâmetros variáveis no tempo, para avaliar a sustentabilidade do endividamento público brasileiro de dezembro de 2001 a maio de 2014. O procedimento empírico consiste na utilização do modelo de regressão por *splines* penalizados. No período abrangido pela amostra, verifica-se que a taxa de juros de longo prazo (TJLP) excede a taxa de crescimento do PIB do país, constatando a eficiência dinâmica da economia brasileira.

Estendendo a metodologia proposta por Bohn (1998, 2010), estima-se a seguinte função de reação com parâmetros tempo - variáveis:

$$s(t) = \beta(t)b(t) + \alpha^T Z(t) + \varepsilon(t) \quad (9)$$

Onde  $s(t)$  é o superávit primário e  $b(t)$  a razão de endividamento no período  $t$ , ambos em proporção do PIB.  $Z(t)$  é um vetor de variáveis explicativas que inclui 1 no primeiro elemento para o intercepto e variáveis adicionais que influenciam o superávit primário.  $\varepsilon(t)$  é o termo de erro é independente e identicamente distribuído (iid) com distribuição  $N(0, \sigma^2)$ .

A seleção das variáveis em  $Z(t)$  segue a mesma estratégia de Bohn (1998), ao considerar a hipótese de suavização tributária (*tax smoothing*) de Barro (1979). De acordo com tal hipótese, os déficits públicos seriam utilizados para manter as taxas de juros constantes que minimizam a carga tributária excedente. Consequentemente, as despesas normais seriam financiadas por receitas regulares e os déficits seriam incorridos para financiar somente as despesas inesperadas. Portanto, incluem-se variáveis inerentes ao ciclo de negócios da economia,  $YVar$  e  $GVar$ . A variável  $YVar$  considera as flutuações nas receitas, sendo calculada pela subtração da tendência de longo prazo do PIB real, a qual é obtida pela aplicação do filtro Hodrick-Prescott (HP) à série de PIB real. Além disso, os desvios das despesas públicas reais de sua tendência de

longo prazo também afetam o superávit primário. Para capturar este efeito, utiliza-se a variável  $GVar$ , cuja construção se dá de forma semelhante a  $YVar$  para a série de despesas reais.

Segundo Bohn (1998; 2007) e Finke e Greiner (2011) inclui-se a variável da razão de endividamento defasada em um período,  $b(t-1)$ , ao invés da corrente, embora a teoria diga que a resposta do superávit ao endividamento seja imediata. Além disso, é um mecanismo para se controlar possíveis problemas de endogeneidade. Resumindo esta discussão, a equação pode ser estimada no seguinte formato:

$$s(t) = \alpha_0 + \beta(t) b(t-1) + \alpha_1 GVar + \alpha_2 YVar + \varepsilon(t) \quad (10)$$

Para estimar esse modelo com coeficientes variáveis no tempo, utiliza-se uma estimação por *splines* penalizados, que é mais robusta que Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) (HASTI e TIBSHIRANI, 1993; RUPPERT, WAND e CARROL, 2003). Com isso, permite-se a estimativa do coeficiente de reação  $\beta(t)$  que mostra a evolução do coeficiente no tempo. Segundo Greiner e Fincke (2009),  $\beta(t)$  representa uma média desse coeficiente e  $sm(t)$  representa um termo de alisamento (ou componente de variação no tempo) que mostra os desvios dessa média ao longo do tempo.

A tabela abaixo mostra os resultados do exercício empírico<sup>15</sup>.

**Tabela 2.1: Resultados da regressão por *splines* penalizados**

	Coeficientes	Erro-padrão	Estatística - t	Pr(> t )
Constante	-1,77E+01	4.167e-02	-0,4260	0,6723
$b(t-1)$	4,37E-01	4,75E-01	0,9210	0,3623
$YVar$	1,01E-07	1,31E-04	0,7730	0,4436
$GVar$	-9,25E-04	2.619e-07	-3.5330	0,0009
$sm(t)$	1,5	gl: 1,5	F: 0,723	p-valor: 0,4370
	DW = 2,2052			p-valor:0,6977

**Fonte: Elaboração própria**

A tabela 1 mostra que o coeficiente estimado do componente do endividamento público defasado é positivo, porém estatisticamente insignificante a

<sup>15</sup> As estimativas são obtidas com a utilização do pacote econométrico R.

5%.<sup>16</sup> Este resultado contraria a teoria econômica e as expectativas iniciais por uma relação positiva entre essas variáveis. Além disso, uma vasta literatura empírica aplicando esta metodologia comprova o relacionamento entre essas variáveis (BOHN, 1998, 2007; GREINER, KOLLER e SEMMER, 2006; FINCKE e GREINER, 2011). Dessa forma, considerando esta amostra, permite-se concluir que o governo federal não perseguiu uma política de endividamento sustentável no período analisado.

Com respeito às variáveis inerentes aos ciclos de negócios da economia,  $YVar$  não se mostrou estatisticamente significativa a 5% para esta amostra, contrariando as evidências obtidas por Fincke e Greiner (2011). Já variável  $GVar$  corresponde em média a -0,000925 e um valor p correspondente a 0,000978, mostrando-se significativa a menos de 1%.

O termo de suavização do coeficiente de reação fiscal,  $sm(t)$ , resultou em um valor estimado de 1,5, com p-valor de 0,437. Diante disso,  $sm(t)$  também não se mostrou estatisticamente significativa. Este resultado indica que o coeficiente de reação fiscal não é uma função variável no tempo, mas uma constante. Dessa forma, o modelo pode ser descrito por um relacionamento linear entre as variáveis. Por fim, o  $R^2$  ajustado mostra que somente cerca de 23,2% do comportamento do superávit primário pode ser explicado pelas variações na razão dívida/PIB defasada e pelas variáveis inerentes aos ciclos de negócios da economia.

Na seção seguinte, comentam-se as conclusões obtidas nesta pesquisa, bem como se sugerem extensões a esta pesquisa.

## 2.5. CONCLUSÕES

O presente artigo tem como principal objetivo avaliar a sustentabilidade da política de endividamento brasileira considerando a possibilidade de variação temporal dos parâmetros de uma função de reação fiscal federal, segundo Bohn (1998). O procedimento empírico consiste na estimação de um modelo de regressão por *splines* penalizados para dados trimestrais de 2001.4 a 2014.1.

---

<sup>16</sup> Além da base de dados trimestral, utilizaram-se dados mensais. Contudo, os resultados obtidos foram semelhantes em termos qualitativos.

Dentre os principais resultados encontrados, dada a amostra considerada, não se verifica a sustentabilidade da política de endividamento federal no período 2001.4 a 2014.1. Além disso, a função de reação fiscal não admitiu uma estrutura variável no tempo, mas, sim, um relacionamento linear entre o superávit primário e o endividamento defasado, ambos medidos em termos do PIB.

Vale ressaltar ainda que apesar dos resultados contraditórios à literatura empírica, a vantagem da presente metodologia com relação aos modelos anteriores é que os modelos lineares passam a ser tratados somente um caso especial. Além disso, as respostas do superávit primário a mudanças na razão dívida/PIB são suaves entre os períodos, contrapondo-se a mudanças abruptas no comportamento do superávit primário, como quebras estruturais, sendo esta hipótese mais realista ao fato de as receitas primárias serem rígidas no curto prazo.

## 2.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHMED, S. and ROGERS, J. Government Budget Deficits and Trade Deficits: Are present value constraints satisfied in long-term data? **Journal of Monetary Economics**, v. 36, p. 351-374, 1995.

ARESTIS, P.; CIPOLLINI, A.; FATTOUH, B. Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit. **Economic Inquiry**, Western Economic Association International, Vol. 42, nº 2, p. 214 - 222, April, 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Manual de Estatísticas Fiscais**. Diretoria de Política Econômica: Departamento Econômico, abril, 2012.

BAUM, A.; CHECHERITA W. C. and ROTHER P. Debt and Growth: New evidence for the euro area. **Journal of International Money and Finance**. Vol?? P??. 2012.

BERGMAN, M. Testing Government Solvency and the No Ponzi Game Condition, **Applied Economics Letters**, vol. 8, p. 27-29, 2001.

BICALHO, A. Teste de Sustentabilidade e Ajuste Fiscal no Brasil Pós-Real. Master Thesis, EPGE/FGV, Rio de Janeiro, 2005.

BOHN, H. The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy. **Journal of Money, Credit and Banking**. Vol. 27, nº 1, p. 257-271, 1995.

\_\_\_\_\_. The Behaviour of U.S. Public Debt and Deficits. **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 113, p. 949-963, 1998.

\_\_\_\_\_. The Sustainability of Fiscal Policy in the United States, CESifo Group Munich, 2005. **CESifo Working Paper Series 1446**.

\_\_\_\_\_. Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint? **Journal of Monetary Economics**, v. 54, p. 1837-1847, 2007.

CATAO, L. A. V.; TERRONES, M. E. Fiscal Deficits and Inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, n° 3, p. 529-554, April, 2005.

EASTERLY, W.; SCHMIDT-HEBBEL, K. **Fiscal Deficits and Macroeconomic Performance in Developing Countries**. World Bank Research Observer, World Bank Group, vol. 8, n° 2, p. 211-237, July, 1993.

FINCKE, B and GREINER, A. Debt Sustainability in Selected Euro Area Countries: Empirical Evidence Estimating Time-Varying Parameters. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 15, n° 3, p. 1-21, 2011.

FISCHER, S. The Role of Macroeconomic Factors in Growth. **Journal of Monetary Economics**, Vol. 32, n° 3, p. 485-512, 1993.

GIAMBIAGI, F. and RONCI, M. Fiscal Policy and Debt Sustainability: Cardoso's Brazil, 1995-2002. Washington, D.C: 2004. **IMF Working Paper WP/04/156**.

GRANGER, C.W.J. Non-linear models: Where do we go next - Time varying parameter models? **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 12, Issue 3, Article 1, p. 1-9., 2008.

GREINER, A. and FINCKE, B. **Public Debt and Economic Growth**. Dynamic Modeling and Econometrics in Economics and Finance, Springer, vol 11, Berlin: 2009.

GREINER A., KOLLER, U. and SEMMER, W. Testing the Sustainability of German Fiscal Policy: Evidence for the period 1960-2003. **Empirica**, vol. 33, p.127-140, 2006.

HAKKIO, C. and RUSH, M. Is the Budget Deficit "Too Large"? **Economic Inquiry**, vol. 29, n° 3, p. 429-445, 1991.

HAMILTON, J. and FLAVIN, M. On the Limitations of Government Borrowing: A framework for empirical testing. **American Economic Review**, vol. 76, p. 808 - 819, 1986.

HASTI, T. J. and TIBHIRANI, R. J. Varying Coefficient Models. **Journal of the Royal Statistical Science**, Vol. 55, series B, p. 757 - 796, 1993.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). Public Debt in Emerging Markets: Is it too high? In: **World Economic Outlook** (September), p.113 – 152, Washington, DC, 2003.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). Shifting Gears: Tackling challenges on the road to fiscal adjustment. **Fiscal Monitor April 2011**, Washington, DC, 2011.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). Coping with High Debt and Sluggish Growth. **World Economic Outlook** (October), Washington, DC, 2012.

ISSLER, J. and LIMA R. Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: Time series evidence from 1947-92. **Journal of Development Economics**, vol. 62, p. 131-147, 2000.

LIMA, L.R., SIMONASSI, A.G. Dinâmica Não-Linear e Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, nº 2, Agosto, 2005.

LUPORINI V. Sustainability of the Brazilian Fiscal Policy and Central Bank Independence. **Revista Brasileira de Economia**, vol. 2, n.54, p. 201-226, 2000.

\_\_\_\_\_. The Behavior of the Brazilian Federal Domestic Debt. **Economia Aplicada**, vol 6, nº 4, p. 713–733, 2002.

\_\_\_\_\_. **Sustainability of Brazilian fiscal policy, Once Again**: Corrective policy response over time. XL Encontro Nacional de Economia, Porto de Galinhas, Pernambuco. 18 p. Trabalho apresentado na reunião anual da ANPEC, 2012.

MONTES, G. C.; ALVES, B. C. O Debate Acerca dos Objetivos e Condução da Política Fiscal: Uma abordagem crítica à visão convencional. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 2 (45), p. 363-386, ago. 2012.

MUSGRAVE, Richard A. **Teoria das Finanças Públicas**: Um estudo de economia governamental. São Paulo: Atlas, 1973.

REINHART, C.; ROGOFF K. Growth in a Time of Debt, **American Economic Review**, vol. 100, nº 2, p. 573-578, 2010.

ROCHA, F. Long-run Limits on the Brazilian Government Debt. **Revista Brasileira de Economia**, vol. 51, nº 4, p. 447–470, 1997.

RUPPERT, D.; WAND, M.; CARROLL R. **Semiparametric Regression**. UK: Cambridge University Press 2003.

SIMONASSI, A.G., ARRAES, R.A. e SENA, A. M. Fiscal Reaction under Endogenous Structural Changes in Brazil. **Economia**, 2014.

TANNER, E. Intertemporal Solvency and Indexed Debt: Evidence from Brazil, 1976-1991. **Journal of International Money and Finance**, v. 14, nº 4, p. 549-573, 1995.

TREHAN, B. and WALSH, C. Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.23, nº 2, p. 206-223, 1991.

UCTUM, M. and WICKENS, M. Debt and Deficit Ceilings, and the Sustainability of Fiscal Policies: An intertemporal analysis. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 62, nº 2, 2000.

### **3. FUNÇÃO DE PRODUÇÃO AGREGADA E A VARIABILIDADE DA CONTRIBUIÇÃO DO CAPITAL PÚBLICO NA ECONOMIA BRASILEIRA**

#### **3.1. INTRODUÇÃO**

O papel da contribuição do estoque de capital público no produto da economia tem sido objeto de intensa investigação nas últimas décadas. Tal interesse está relacionado ao fato de que vários estudos teóricos e empíricos sugerem um efeito complementar entre os estoques de capital público e privado e, conseqüentemente, com o crescimento econômico (RIGOLON, 1998). Com isso, a infraestrutura deve ser considerada como um insumo no processo produtivo e uma condição necessária tanto ao crescimento econômico quanto para ganhos sustentados de competitividade (FRISCHTAK, 2008).

De acordo com Ferreira (1996), dados os insumos privados, melhores estradas, energia e comunicação abundantes e com baixo custo elevam a produtividade dos fatores privados e reduz o custo médio dos insumos. Tal elevação na produtividade aumenta remuneração dos fatores de produção, estimulando o investimento, o produto e o emprego da economia. Contudo, ainda segundo o autor, a infraestrutura brasileira representa um gargalo na economia, pois se encontra deteriorada ou obsoleta em grande parte do país. Como conseqüências, elevam-se os custos e reduz-se a qualidade dos bens e serviços ofertados. Dessa forma, o presente estudo é de suma importância para o Brasil, pois o entendimento do efeito da externalidade do capital público poderia tornar a política fiscal mais eficiente em uma economia com poucos recursos destinados a investimentos.

O debate acerca da importância do capital público na produtividade do setor privado e no produto da economia tem início com o seminal de Aschauer (1989), que investiga a possível relação entre a queda nos investimentos em infraestrutura e a redução nas taxas de crescimento da produtividade da economia norte-americana, a partir da década de 70. O autor encontra fortes indícios de que a infraestrutura pública compreendia um importante componente da economia norte americana. Como principal resultado, verifica-se uma produtividade maior para o estoque de capital público que do privado. Segundo Aschauer (1989), uma elevação de 10% no estoque de capital público

e no privado elevaria o produto da economia em cerca de 3,9% e 3,5%, respectivamente.

Desde então, substanciais esforços focaram em estimar a contribuição do capital público na produtividade dos fatores privados de produção e no crescimento econômico utilizando vários tipos de dados e diferentes metodologias. Como resultado, surgiram uma grande variedade de estimativas (MUNNELL, 1990a, 1990b; BARRO, 1990; FERREIRA, 1994, 1995; BENNATHAN e CANNING, 2002; EASTERLY e REBELO, 1993). Corroborando essa heterogeneidade de estimativas, Sturm, Kuper e Haan (1998) e Romp e Haan, (2005) salientam que há estudos em que a produtividade marginal do capital público supera a do privado (AUSCHER, 1989), se iguala (MUNNEL, 1990b), é inferior ao do capital privado (EBERTS, 1986), não significativa (EVANS e KARRAS, 1994) e, em alguns casos, possui, até mesmo, efeito negativo (HULTEN e SCHWAB, 1991). Dessa forma, a literatura ainda é reticente quanto aos efeitos do capital público na função de produção agregada.

Analisando a literatura para o Brasil, vários pesquisadores comprovam a relação positiva entre os investimentos públicos em infraestrutura e o PIB (FERREIRA e MILLIAGROS, 1998; FERREIRA e ARAÚJO, 2006 e CÂNDIDO JÚNIOR, 2008). De acordo com Monteiro Neto (2006), os investimentos públicos figuram como elementos cruciais na formação bruta de capital fixo (FBCF) no Brasil, desde a Segunda Guerra Mundial. Ainda segundo o autor, o investimento público incentivou a reestruturação de setores produtivos existentes e a formação de novos, dada sua atuação direta em setores que o investimento privado pouco se interessou ou não tinha condições para atuar. Apesar de, em geral, a literatura apontar uma relação positiva entre investimentos públicos e produto, também a literatura também apresenta incertezas para o Brasil quanto à magnitude deste efeito, que tem variado de 0,14 a 1,05, utilizando dados para o Brasil (LINHARES, PEREIRA e RODRIGUES, 2011).

Aliada a heterogeneidade nas estimativas da elasticidade produto – capital público, a literatura permite identificar que vários autores propõem uma estrutura estável (ou fixa) para a função de produção ao se investigar a contribuição do capital público na economia (MUNNELL, 1990; TATOM, 1991; ESTERLY e REBELO, 1993; FLORES e PEREIRA, 1995; FLORISSI, 1997; ARRAIS e TELES, 2001; NAQVI, 2003). Mais especificamente, levando em consideração a economia brasileira, uma

variedade de planos econômicos e leis afetaram (e afetam) positiva ou negativamente os investimentos na economia<sup>17</sup>, sendo excessivamente simplório admitir que uma função de produção com parâmetros fixos seja capaz de descrever adequadamente o comportamento da contribuição do capital público no produto da economia. Portanto, essa relativa simplicidade na função de produção pode conduzir a análises duvidosas e a resultados errôneos ao se avaliar a produtividade dos investimentos públicos na economia brasileira.

Nesse contexto, considerando a possibilidade de mudanças nos parâmetros de uma função de produção agregada do tipo Cobb-Douglas, busca-se analisar a contribuição do capital público na economia brasileira no período de 1950 a 2008. Para isso, utiliza-se uma amostra com dados anuais para o Produto Interno Bruto (PIB), capital privado e público, obtidos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Empiricamente, utiliza-se o procedimento de teste de cointegração desenvolvido por Kejriwal e Perron (2006), consistente na presença de quebras estruturais.

Dentre os principais resultados encontrados para essa amostra, verifica-se que a função de produção agregada da economia brasileira apresenta-se estável com duas quebras estruturais em sua estrutura determinística, para os anos de 1958 e 1966. Além disso, a contribuição do capital público no produto varia de 0,25 a 0,48 entre os três regimes selecionados. Ao se estender a possibilidade de quebras estruturais aos coeficientes de inclinação, os resultados se mostram confusos, aparentemente não descrevendo a trajetória do produto para a economia brasileira de 1950 a 2008.

Além desta introdução, este artigo é organizado em 6 seções. Na seção seguinte, expõe-se uma revisão da literatura sobre a mensuração dos efeitos dos investimentos e/ou capital públicos no produto da economia. Já na terceira seção, apresenta-se o modelo teórico utilizado como referência na metodologia. Na quarta, apresenta-se a base de dados e discute-se a abordagem metodológica utilizada no trabalho. Na quinta, comentam-se os resultados e, por fim, na sexta seção, comentam-se as considerações finais e propõem-se extensões a esta pesquisa.

---

<sup>17</sup> Mais recentemente, o governo tem incentivado e adotado medidas que visam estimular investimentos em infraestrutura, como as Parcerias Público-Privadas (PPP) e o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC). Já adoção de metas de superávit primário (1999), prevista na Lei de Diretrizes orçamentárias (LDO), tem reduzido os investimentos públicos, seja pelo corte direto nos investimentos, ou pela elevação nas taxas de juros.

### 3.2. REFERENCIAL TEÓRICO

A literatura de finanças públicas, de praxe, enfatiza o papel do investimento em infraestrutura como um dos principais responsáveis por um crescimento econômico sustentável. De acordo com Rom e Haan (2007), uma extensa literatura relaciona investimentos em energia, telecomunicações e transportes à capacidade de gerar externalidades positivas, que permitem aumentar a produtividade de outros investimentos e proporcionar ganhos de escala e escopo a outras atividades. Sugere-se, portanto, a existência de uma relação de complementaridade entre os investimentos públicos em infraestrutura e o investimento privado (RIGOLON, 1998; STURM, KUPER e HAAN, 1998; SEITZ, 2001 e KAMPS, 2004).

As pesquisas empíricas acerca do papel da infraestrutura no crescimento econômico têm como precursor Aschauer (1989). Considerando a economia norte-americana de 1949 a 1985, o autor estima uma função de produção agregada do tipo Cobb-Douglas utilizando o capital público como um insumo. Dentre seus principais resultados, Aschauer (1989) encontra fortes indícios da produtividade do capital público na economia norte-americana, com valores da elasticidade do produto com respeito ao capital público variando de 0,39 a 0,56. Estas elevadas elasticidades levaram o autor a afirmar que a queda de produtividade na década de 70 estava fortemente relacionada à redução nos investimentos em infraestrutura. Corroborando os resultados de Aschauer (1989), vários autores como Munnell (1990a), Garcia-Milá e McGuire (1992), Otto e Voss (1994) e Kamps (2004) desenvolvem vários estudos, cujo principal resultado é a elevada produtividade do capital público, porém valores comparativamente menores que os obtidos por Aschauer (1989).

A contribuição da infraestrutura pública para o crescimento econômico e o aumento da produtividade passou a ser o foco de diversos estudos empíricos. A literatura experimentou um rápido crescimento com o surgimento de vários trabalhos utilizando uma variedade de dados e metodologias, com resultados empíricos vastamente contrastantes. Como um exemplo, Bom e Ligthart (2008) analisam um conjunto de estudos empíricos usando dados de países industrializados usando uma função de produção. Dentre suas principais observações, as estimativas da elasticidade

do produto com respeito ao capital público variam de  $-0,175$  a  $+0,917$ . De acordo com Aarom (1990), apesar da importante contribuição teórica ao se incluir o capital público como uma variável explicativa do produto, a heterogeneidade de seu coeficiente estimado suscita dúvidas acerca da base de dados utilizada, especificações teóricas, e até mesmo, metodológicas.

Apesar da heterogeneidade das evidências empíricas, Sturm, Kuper e Haan (1998) salientam um interessante resultado. Apesar do consenso na literatura acerca da contribuição do capital público no crescimento econômico e na produtividade, esse efeito tem se mostrado cada vez menor na literatura recente, apesar de ser mais intenso em economias menos desenvolvidas.

Numa tentativa de explicar as diferenças nas estimativas reportadas na literatura, vários pesquisadores têm direcionado sua atenção para análises regionais. Segundo Hämäläinen (2009), possíveis problemas como multicolinearidade decorrentes da estimação de dados agregados são menos prejudiciais aos resultados na abordagem regional. De acordo com Pereira e Andraz (2003), várias evidências empíricas utilizando dados regionais têm obtido a contribuição dos investimentos em infraestrutura consistentemente menor que a encontrada com a utilização de dados agregados. Apesar do efeito positivo sobre o produto, os resultados têm variado entre  $0,03$  e  $0,20$  (MUNNELL, 1990b; DUFFY-DENO e EBERTS, 1991; EBERTS, 1990; GARCIA-MILÁ e McGUIRE, 1992; MERRIMAN, 1990; MOOMAW e WILLIAMS, 1991; MUNNELL e COOK, 1990; e MUNNELL, 1993).

Uma possível explicação para este paradoxo seriam os efeitos das externalidades capturadas em nível agregado, não o sendo possível quando se utilizam dados regionais (BOARNET (1998), MIKELBANK e JACKSON (2000)). Em termos regionais, os efeitos capturados pela formação de capital público representariam apenas uma parcela do efeito total, que se obtém quando se consideram dados agregados (HAUGWOUT, 1998; 2002).

Ainda considerando a variabilidade de estimativas acerca da produtividade do capital público, Aaron (1990) e Tatom (1991) criticam trabalhos que desconsideram a tendência temporal comum entre a produção e o estoque de capital público, suscitando uma relação não estacionária entre essas variáveis. Logo, os testes  $t$  convencionais não seriam eficazes para se inferir sobre a relação entre capital público e produto.

Dentre vários estudos que analisam a produtividade do investimento no longo prazo, Kamps (2005) investiga os efeitos do capital público em países da Organização Econômica para Cooperação e Desenvolvimento (OCDE). Na maioria dos países, os resultados dos choques de capitais públicos têm efeitos positivos no longo prazo das respectivas economias, variando de 0,01 (para Irlanda) até 1,17 (para Grécia). O autor conclui, ainda, que na maioria dos países o capital público mostra-se, no longo prazo, complementar ao capital privado (efeito *crowding-in*). Considerando a mesma metodologia aplicada para Portugal, Pereira e Andraz (2007), encontram a elasticidade do produto com respeito ao investimento público no valor de 0.15. Para o Brasil, Ferreira e Malliagos (1998) foram pioneiros na tentativa de relacionar os efeitos da infraestrutura à produtividade. Através de um modelo de cointegração, estimam que o aumento de 1% no capital de infraestrutura leva a um aumento entre 0,48% e 0,53% na produtividade total dos fatores (PTF).

A literatura tem utilizado diversas abordagens para estudar empiricamente a relação entre o capital público e o privado e suas influências sobre o produto (STURM, KUPER e HAAN, 1998)<sup>18</sup>. Dentre essas abordagens, destacam-se a abordagem da função de produção (ASCHAUER, 1989; MUNNELL, 1989b; KAMPS, 2006), da função custo (ou função lucro) (MORENO et al, 1998; DELORME, THOMPSON e WARREN, 1999), dos modelos de crescimento (BARRO, 1990; EASTERLY e REBELO, 1993), dos modelos com vetores autorregressivos (VAR) (FERREIRA, 1996; FERREIRA e MALLIAGROS, 1998; LIGTHART, 2002; PEREIRA E SAGALES, 2003) e dos modelos de produção eficiente (DELORME et al, 1999).

Já o presente estudo se concentra na abordagem da função de produção, por ser um modelo amplamente utilizado e o modelo mais intuitivo dentre as principais abordagens na literatura (TORRISI, 2009). Diferentemente das demais abordagens, por meio da função de produção, as elasticidades de produto com respeito ao capital público e privado podem ser diretamente obtidas. De acordo com Lightart (2002), mesmo os estudos mais recentes que utilizam vetores autorregressivos (VAR), frequentemente comparam suas estimativas às obtidas no contexto de uma função de produção, *benchmark* dos resultados.

---

<sup>18</sup> Nos anexos, apresentam-se as tabelas 1 e 2 com apanhados empíricos da literatura estrangeira e nacional, respectivamente.

Considerando a possibilidade de variação nos parâmetros de uma função de produção, busca-se avaliar a contribuição do capital público no produto da economia. O procedimento empírico consiste na aplicação da metodologia desenvolvida por Kejriwal e Perron (2006) em dados da economia brasileira de 1950 a 2008.

### 3.3. MODELO TEÓRICO

Uma função de produção indica a maior quantidade de produto que pode ser obtida a partir de determinada combinação de insumos, dada a tecnologia existente (VARIAN, 2012). Ao se incorporar o estoque de capital público no período  $t$  ( $G_t$ ) como um insumo adicional na função de produção, tem-se:

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t, G_t), \quad (1)$$

onde  $Y_t$  é o produto agregado real da economia (PIB real),  $A_t$  representa o progresso tecnológico,  $K_t$  denota o estoque de capital privado e  $L_t$  representa a mão de obra. A equação (1) mostra que o estoque de capital público pode afetar a economia de duas formas: (i) por um efeito direto, pois uma disponibilidade de maior de estoque de capital público, que geralmente assumem-se serem bens públicos, aumenta o produto da economia ( $\partial Y_t / \partial G_t > 0$ ) e (ii) por um efeito indireto, ao elevar a produtividade dos fatores privados de produção e, com isto, o produto. Ou seja, ( $\partial^2 Y_t / \partial K_t G_t > 0$  e  $\partial^2 Y_t / \partial L_t G_t > 0$ ).

Seguindo Aschauer (1989), considera-se uma função de produção Cobb-Douglas e incorpora-se diretamente o capital público como um insumo. Assim,

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta G_t^\theta, \text{ com } \alpha, \beta, \theta > 0 \quad (2)$$

Assumindo retornos constantes de escala ( $\alpha + \beta + \theta = 1$ ), considerando a função de produção em termos per capita e tomando logaritmos naturais em ambos os lados, obtêm-se o seguinte relacionamento linear entre as variáveis:

$$y_t = \gamma_t + \alpha k_t + \theta g_t, \quad (3)$$

Com esse artifício, os coeficientes representam diretamente elasticidades e pode-se observar a influência do capital público sobre o produto por meio de  $\theta$ , elasticidade produto dos gastos públicos. A equação acima pode ser estimada em nível ou primeira diferença (isto é, taxas de crescimento). Seguindo Ratner (1983) e Aschauer (1989), incluem-se uma constante e uma tendência temporal como variável *proxie* para o progresso tecnológico. Ou seja,  $\gamma_t = \ln A_t = a_0 + a_1 t$ , onde  $a_0, a_1 > 0$ . Com isso, obtém-se a especificação utilizada em vários estudos que utilizam uma função de produção Cobb-Douglas:

$$y_t = a_0 + a_1 t + \alpha k_t + \theta g_t \quad (4)$$

Vários trabalhos utilizam esta especificação ou similares em suas pesquisas (STEPHAN (2000), CALDERON e SERVEN (2003), SHANKS e BARNES (2008)). De acordo com Papageorgiou e Sam (2008), a grande utilização de função de produção Cobb-Douglas se deve a suas características analíticas e a sua tratabilidade.

Na seção seguinte, discutem-se a base de dados, sua fonte e a metodologia utilizada na pesquisa.

### 3.4. METODOLOGIA

A amostra em análise corresponde a dados anuais do Produto Interno Bruto (PIB), capital privado e capital público para o Brasil, abrangendo o período de 1950 a 2008. Os dados foram obtidos junto ao site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)<sup>19</sup>. A série adotada como *proxy* para a variável capital privado corresponde ao estoque bruto de capital fixo para as empresas e famílias. Já a variável capital público tem como *proxy* a série de estoque bruto de capital fixo para a administração pública<sup>20</sup>. Para a construção das variáveis, todas as séries foram

---

<sup>19</sup> [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)

<sup>20</sup> As séries de estoque capital fixo disponíveis no [ipeadata](http://ipeadata.gov.br) são obtidas pelo método do inventário perpétuo, desenvolvidas por Morandi e Reis (2004). Vale salientar, ainda, que tal série engloba não apenas estradas, mas o estoque de capital das estatais.

consideradas em termos *per capita* e deflacionadas pelo o deflator implícito do PIB a preços de 2010. Adicionalmente, toma-se o logaritmo de todas as variáveis<sup>21</sup>.

Apresentada a base de dados, em termos gerais, o procedimento empírico consiste inicialmente em utilizar um teste de raiz unitária para verificar se o PIB e os estoques de capital privado e público são individualmente integrados de ordem um. Constatado empiricamente que as variáveis são integradas de ordem um, testa-se a estabilidade da função de produção usando a técnica de cointegração proposta por Kejriwal (2008). Como esses testes podem rejeitar a nulidade da hipótese de estabilidade quando a regressão for, na realidade, espúria, é necessário que se confirme se as variáveis são cointegradas. Nesse sentido, os testes de cointegração são utilizados como testes confirmatórios. Encontradas evidências de cointegração, seleciona-se o número de quebras utilizando o procedimento sequencial desenvolvido em Kejriwal e Perron (2006), assim como seu critério de informação. Portanto, testes para quebras estruturais no longo prazo serão usados em conjunto com os testes de cointegração, permitindo mudanças estruturais nos coeficientes. Finalmente, estima-se o modelo incorporando as quebras para estudar possíveis mudanças no comportamento da função de produção, durante o período considerado.

#### **3.4.1. Testes de Raiz Unitária**

Perron e Ng (1996) analisam uma classe de testes de raiz unitária modificados e mostram que esses testes são mais robustos ao tamanho das distorções que outros testes de raiz unitária na literatura, especialmente quando os resíduos tem correlação serial negativa. Ng e Perron (2001) aplicam a ideia de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) sem tendência para testes modificados mostram que a precisão e ganhos de poder dos testes podem ser obtidos quando usados em conjunto com um estimador de densidade espectral autorregressivo na frequência zero e a truncagem da defasagem seja apropriadamente selecionada.

Um problema com a classe de testes acima é que para alternativas não pontuais, os testes podem apresentar poder muito baixo. Para aliviar este problema, Qu e Perron (2007) sugerem uma solução fácil, que envolve Mínimos Quadrados

---

<sup>21</sup> Nos anexos apresenta-se um gráfico mostrando o comportamento das variáveis PIB e estoques de capital público e privado. As variáveis estão logaritmizadas.

Ordinários (OLS), ao invés de GLS sem tendência quando construir o critério de informação modificado.

Quebras estruturais na média de uma série temporal viesam os testes usuais de raiz unitária em direção a não rejeição (PERRON, 1990). Hansen (2000) discute que o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) é ineficaz na presença de quebras estruturais na distribuição marginal dos regressores. Contudo, os testes sup-Wald mostra-se razoavelmente robusto a tais mudanças. Como os testes propostos em Kejriwal e Perron (2006) são versões modificadas do teste sup-Wald, tais mudanças provavelmente não têm qualquer efeito significativo nas propriedades amostras finitas dos testes.

### 3.4.2. Testes de Quebras Estruturais

Verificada a presença de raiz unitária, o próximo passo consiste em testar a estabilidade da função de produção. Hansen (1992) desenvolve testes LM sup e média da hipótese nula de nenhuma quebra estrutural nos modelos cointegrados onde todos os coeficientes podem se alterar no tempo. Já a hipótese alternativa considera uma quebra estrutural nos parâmetros.

De acordo com Kejriwal (2008), um problema potencial com a aplicação desses tipos de teste LM é que eles exibem não-monotonicidade em amostras finitas. Logo, à medida que se eleva a magnitude da quebra sob a hipótese alternativa, o poder do teste pode declinar suavemente de modo que não seja possível detectar grandes mudanças usando essa classe de testes. Este problema surge devido à estimação da variância de longo prazo dos erros sob a hipótese nula de estabilidade. Um aumento na magnitude da quebra conduz a um alargamento na cauda da distribuição, que eleva as estimativas da variância de longo prazo, reduzindo o poder dos testes LM. Na verdade, para certas configurações de alterações nos parâmetros, o poder do teste tende a zero à medida que a magnitude da quebra aumenta. Além disso, essa não-monotonicidade também pode surgir quando o PIB possui mais de uma quebra. Um exemplo é quando o PIB muda de modo que o primeiro e o terceiro regimes são idênticos. Dessa forma, é de suma importância desenvolver testes para múltiplas quebras estruturais.

Kejriwal e Perron (2006) estudam quebras estruturais em modelos de regressão cointegrados, permitindo regressores integrados de ordem zero e um,  $I(0)$  e  $I(1)$ , respectivamente. Os autores derivam a distribuição limite do teste sup Wald para a

hipótese nula de nenhuma quebra estrutural em um modelo geral que permite regressores I(0) e I(1), assim como múltiplas quebras estruturais. Kejriwal e Perron (2006) também propõem um procedimento sequencial que permite uma estimação consistente do número de quebras. Por simplicidade, suponha que o modelo em consideração envolva somente regressores I(1), caso em tela. Seja  $SSR_0$  a soma de quadrados dos resíduos sob a hipótese nula de nenhuma quebra e  $SSR_k$  a soma de quadrados dos resíduos sob a hipótese alternativa de  $k$  quebras estruturais. Denota-se  $\lambda = \{\lambda_1, \dots, \lambda_m\}$  o vetor de frações de quebras definido por  $\lambda_i = T_i/T$ , para  $i=1, \dots, m$  e  $T_i$  sendo as datas correspondentes às quebras. Os testes propostos são os seguintes:

$$\sup F_T^*(k) = \sup_{\lambda \in \Lambda_\varepsilon} \frac{SSR_0 - SSR_k}{\hat{\sigma}^2} \quad (5)$$

$$UD \max F_T^*(M) = \max_{1 \leq k \leq m} F_T^*(k) \quad (6)$$

onde,

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \tilde{u}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^{T-1} w(j/\hat{h}) \sum_{j=1}^{T-1} w(j/\hat{h}) \sum_{t=j+1}^T \tilde{u}_t \tilde{u}_{t-j} \quad (7)$$

e  $\tilde{u}_t, \forall t=1, \dots, T$  são os resíduos do modelo estimado sob a hipótese nula de nenhuma quebra estrutural. Além disso, para algum número positivo arbitrário suficientemente pequeno,  $\varepsilon$ ,  $\Lambda_\varepsilon = \{\lambda : |\lambda_{i+1} - \lambda_i| \geq \varepsilon, \lambda_1 > \varepsilon, \lambda_k \leq 1 - \varepsilon\}$ . Utilizando o estimador de caudas automáticas proposto por Andrews (1991) com um núcleo espectral quadrático, tem-se  $\hat{h} = 1,3221(\hat{a}(2)T)^{1/5}$ ,  $\hat{a}(2) = 4\hat{\rho}/(1-\hat{\rho})^4$  e  $\hat{\rho} = \sum_{t=2}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-1} / \sum_{t=2}^T \hat{u}_{t-1}^2$ , onde  $\tilde{u}_t, \forall t=1, \dots, T$  são os resíduos do modelo estimado sob a hipótese alternativa. Kejriwal e Perron (2006) conduzem simulações para mostrar que o poder dos testes sugeridos são monotônicos enquanto o tamanho da amostra permanecer adequado. Com isso, justifica-se a utilização do teste proposto em detrimento aos testes LM típicos utilizados em aplicações empíricas.

Uma crítica à abordagem de séries temporais, é que o viés de simultaneidade resultante pode ser tão sério que as estimativas dos coeficientes se tornem irreais. Com a utilização de cointegração, os coeficientes estimados são

consistentes mesmo na presença de endogeneidade, apesar de não serem ótimos. Para contornar este problema da endogeneidade, utiliza-se um estimador OLS dinâmico, que envolve o aumento da regressão com variáveis *leads* e *lags* da primeira diferença dos regressores (capital privado e público). O número de *leads* e *lags* é um conjunto igual a 2. Kejriwal e Perron (2006) mostram que o tamanho dos *leads* e *lags* podem ser determinados algumas regras de dependência dos dados, como um critério de informação.

Além do teste acima, Kejriwal e Perron (2006) consideram um teste cuja hipótese nula possui  $k$  quebras estruturais contra a hipótese alternativa de uma quebra adicional. Na verdade, esse teste é equivalente à aplicação de  $k + 1$  testes cuja hipótese nula se presume a estabilidade da função de produção contra hipóteses alternativas de uma única quebra estrutural. Mais especificamente, o teste é definido por:

$$SEQ_T(k+1|k) = \max_{1 \leq j \leq k+1} \sup_{\tau \in \Lambda_{j,\varepsilon}} \left\{ \frac{A_T(k) - B_T(\tau, k)}{\hat{\sigma}_{k+1}^2} \right\} \quad (7)$$

onde  $A_T(k) = SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k)$ , e  $B_T(\tau, k) = SSR_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{j-1}, \tau, \hat{T}_j, \dots, \hat{T}_k)$ ,  $\Lambda_{j,\varepsilon} = \left\{ \tau : \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1}) \varepsilon \leq \tau \leq \hat{T}_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1}) \varepsilon \right\}$  e  $\hat{\sigma}_{k+1}^2$  é um estimador consistente da variância de longo prazo sob a hipótese nula, mas onde a cauda é estimada usando os resíduos sob a hipótese alternativa como em (6). O procedimento é implementado como segue: primeiro testa-se a estabilidade da função de produção contra uma quebra estrutural; caso se rejeite a hipótese nula, testa-se uma quebra estrutural contra uma hipótese alternativa de duas quebras, e assim por diante. O número de quebras é estimado como o número de rejeições. Tal procedimento sequencial fornece uma estimativa consistente do número real de quebras (BAI e PERRON, 1998).

Bai e Perron (2006) realizaram simulações para mostrar que o teste de uma quebra pode ter baixo poder contra a hipótese alternativa de duas quebras quando os valores dos parâmetros mudam de forma que o primeiro e o terceiro sejam idênticos. Em tal situação, o procedimento sequencial pode por fim não selecionar quebra nenhuma. Dessa forma, uma estratégia útil seria primeiro, verificar a significância de  $UDmax$ . Se sim, pode-se usar o procedimento sequencial para escolher o número de quebras. Esta é a estratégia adotada neste artigo.

Como um teste alternativo ao procedimento sequencial, o número de quebras pode também ser selecionado utilizando um critério de informação. Yao (1988) sugere o Critério de Informação Bayesiano (BIC), definido como:

$$BIC(m) = \ln \hat{\sigma}^2(m) + p^* \ln(T)/T \quad (8)$$

onde  $p^* = (m+1)1 + m + p$  e  $\hat{\sigma}^2(m) = T^{-1}S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ ,  $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m$  denotando as datas estimadas das quebras e  $S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$  a soma de quadrados dos resíduos considerando  $m$  quebras estruturais. Além disso,  $q$  é o número de coeficientes que podem se alterar e  $p$  é o número de coeficientes que são mantidos fixos. Liu, Wu e Zidek (1997) (LWZ) propõem um critério de Schwarz modificado que assume a seguinte forma:

$$LWZ(m) = \ln\left(S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)/(T - p^*)\right) + (p^*/T)c_0(\ln T)^{2+\delta_0} \quad (9)$$

Os autores sugerem a utilização de  $\delta_0 = 0,1$  e  $c_0 = 0,299$ . Vale ressaltar que não se considera a estimação do número de quebras estruturais considerando o Critério de Informação de Akaike (AIC), pois este critério apresenta fraco desempenho na presença de correlação serial (PERRON, 1997). Neste artigo, utiliza-se o procedimento sequencial assim como o critério de informação para verificar a estabilidade da função de produção agregada.

### 3.4.3. Testes de Cointegração

Como os testes de quebras estruturais têm baixo poder contra regressões puramente espúrias, é necessário verificar se as variáveis são, na verdade, cointegradas. Gregory e Hansen (1996) e Gregory, Nason e Watt (1996) utilizam experimentos de Monte Carlo para mostrar que o poder do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) convencional cai acentuadamente quando existe uma quebra estrutural na relação cointegrante. A ideia é essencialmente a mesma destacada por Perron (1989) no contexto de testes de raiz unitária. Em particular, a presença de mudanças de regime não consideradas na relação de longo prazo entre as variáveis viesam os testes de cointegração em favor da não rejeição da hipótese nula de não cointegração. Portanto, Gregory e Hansen (1996) examinam testes de cointegração que permitem a possibilidade de mudanças de regime. Em particular, os autores propõem os testes ADF,  $Z_\alpha$  e  $Z_t$  para testar a hipótese nula de não cointegração contra a alternativa de

cointegração na presença de uma possível mudança de regime. Os autores consideram casos em que o intercepto e/ou o coeficiente de inclinação têm uma única quebra de período desconhecido. As estatísticas  $ADF^*$ ,  $Z_\alpha^*$  e  $Z_t^*$  são calculadas como valores mínimos das estatísticas de teste usuais sobre as quebras possíveis. Caso a função de produção agregada selecione uma única quebra em pelo menos um desses procedimentos, apresentar-se-ão os resultados dos testes de Gregory e Hansen (1996) (G-H). Uma rejeição desses testes confirmaria a presença de uma relação cointegrante. Contudo, assim como nos testes de raiz unitária, a data da quebra associada ao valor mínimo de determinada estatística não é, em geral, uma estimativa consistente do período se existir mudança de regime. Além disso, esses testes são construídos para ter poder contra a hipótese alternativa de uma única quebra nos parâmetros e, portanto, podem apresentar baixa eficácia quando a alternativa envolve mais de uma quebra. Finalmente, na visão dos testes clássicos de hipótese, se o interesse for em cointegração com quebras estruturais, cointegração parece ser uma escolha natural para a hipótese nula.

Para evitar os problemas encontrados nas aplicações dos testes G-H, considera-se o teste de cointegração baseado em resíduos para a hipótese nula de cointegração com quebras estruturais proposto por Arai e Kurozumi (2005). Os autores propuseram o teste LM baseado na soma parcial dos resíduos onde a quebra estrutural é obtida pela minimização da soma dos quadrados dos resíduos. As propriedades assintóticas do ponto da quebra asseguram que a estatística do teste tem a mesma distribuição do caso da quebra conhecida. Contudo, o teste é restritivo no sentido de que somente uma quebra estrutural é considerada sob a hipótese nula. Assim, o teste pode tender a rejeitar a hipótese nula de cointegração quando o verdadeiro processo gerador de dados exhibe cointegração com múltiplas quebras. Portanto, estende-se o teste proposto por Arai e Kurozumi (2005) incorporando múltiplas quebras sob a hipótese nula. Especificamente, deriva-se a distribuição limite e simulam-se os valores críticos para as combinações de quebras que são relevantes para a presente aplicação empírica. Arai e Kurozumi (2005) consideram três modelos: mudança em nível, mudanças em nível com tendência e mudança de regime. Seguindo Kejriwal e Perron (2008), considera-se o terceiro modelo, que pode ser escrito como segue:

$$y_t = c_i + z_t' \beta_i + u_t, \text{ se } T_{i-1} < t \leq T_i \quad (9)$$

Para  $i=1, \dots, k+1$ , onde  $k$  é o número de quebras,  $Z_t$  é um vetor  $q$  de regressores I(1) e onde, por convenção,  $T_0=0$  e  $T_{k+1}=T$ . Para corrigir a potencial endogeneidade dos regressores, estende-se a equação (9) por *leads* e *lags* das primeiras diferenças dos regressores I(1). A regressão estendida pode ser escrita como:

$$y_t = c_i + z_t' \beta_i + \sum_{j=-l_T}^{l_T} \Delta z_{t-j}' \Pi_j + u_t^*, \text{ se } T_{i-1} < t \leq T_i. \quad (10)$$

Já o teste estatístico é dado por

$$\tilde{V}_k(\hat{\lambda}) = \left( T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t(\hat{\lambda})^2 \right) / \hat{\Omega}_{11} \quad (11)$$

onde,  $\hat{\Omega}_{11}$  é uma estimativa consistente da variância de longo prazo de  $u_t^*$ ,  $\hat{\lambda} = (\hat{T}_1/T, \dots, \hat{T}_k/T)$  e  $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k)$  são obtidos pela minimização da soma dos quadrados dos resíduos. As datas das quebras são obtidas usando o algoritmo de programação dinâmica desenvolvido por Bai e Perron (2003). Denota-se a estatística de teste com  $k$  quebras estruturais por  $\tilde{V}_k(\hat{\lambda})$ .

Seja  $\xi_t = (u_t, \eta_t)'$ , onde  $\Delta z_t = \eta_t$ . Assume-se  $\xi_t$  satisfaz ao teorema do limite central funcional (ARAI e KUROZUMI, 2005 e KEJRIWAL e PERRON, 2006). De acordo com Kejriwal (2008), a distribuição limite do teste sob a hipótese nula é declarada na seguinte proposição:

Proposição: Assume-se que os dados são gerados por (9) e os  $z_t$ 's são estritamente exógenos. Dessa forma, sob a hipótese nula tem-se

$$\tilde{V}_k(\hat{\lambda}) \rightarrow \int_0^1 Q_{\lambda,k}^2(r) dr$$

uniformemente sobre  $\lambda \in [0,1]^k$ , onde  $Q_{\lambda,k}(r) = W_1(r) - G(r)$ ,

$$G(r) = \int_0^r W(s)' \left\{ \sum_{i=1}^{k+1} \left( \int_{\lambda_{i-1}}^{\lambda_i} W W' \right)^{-1} \left( \int_{\lambda_{i-1}}^{\lambda_i} W dW_1 \right) I(\lambda_{i-1} < s < \lambda_i) \right\} ds, \quad W(s) = (\mathbf{1}, W_2(r))',$$

$W_2$  um vetor de  $q$  processos de Weiner independentes e  $W_1$  é um processo de Weiner de dimensão um e independente de  $W_2$ .

Arai e Kurozumi (2005) mostram, no caso de uma única quebra estrutural, que a distribuição limite da estatística de teste baseada na data da quebra estrutural é a mesma de quando a quebra era conhecida. Isso ocorre porque a taxa de convergência da fração da quebra estimada é rápida o suficiente de modo que assintoticamente não importa se são utilizados dados estimados ou da verdadeira quebra quando se construiu o teste estatístico. Os valores críticos são obtidos por simulação usando 500 passos e 2000 replicações. Os processos de Weiner são aproximados por somas parciais de variáveis aleatórias  $N(0,1)$  iid. Pode-se observar que os valores críticos serão dependentes de uma combinação particular de frações de quebras. Considerando o presente artigo, simulam-se valores críticos pela minimização da soma dos quadrados dos resíduos para a função de produção estimada.

Uma advertência associada a essa classe de testes, como destacado por Perron (2006), é que se realmente existir cointegração, haverá uma mudança na relação cointegrante. Isso ocorre porque a busca pelas potenciais datas da quebra é restrita a frações da quebra, que são limitadas, em grandes amostras, entre 0 e 1. Portanto, seguindo Kejriwal (2008), utilizam-se neste artigo os testes propostos por Kejriwal e Perron (2006), bem como os critérios de informação sugeridos.

Discutida a metodologia, na seção seguinte, estima-se a função de produção agregada e analisam-se seus resultados.

### **3.5. RESULTADOS**

Considerando a possibilidade de mudanças nos coeficientes da função de produção agregada para o Brasil, este artigo tem como principal objetivo verificar a contribuição do capital público no produto da economia. Para isso, utiliza-se o teste de cointegração com múltiplas quebras estruturais, desenvolvido por Kejriwal e Perron (2006). A amostra compreende dados anuais de PIB e estoques de capital público e privado para a economia brasileira de no período de 1950 a 2008.

Antes de implementar a metodologia, é importante salientar que as variáveis foram deflacionadas e consideradas em termos per capita, além de logaritmizadas<sup>22</sup>. Para detectar a presença de raiz unitária nas séries de PIB, capital público e privado, aplica-se o teste ADF em cada série individualmente. Inicialmente, utilizam-se as variáveis em nível com a constante e a tendência linear, contudo, rejeita-se a estacionaridade de todas as séries. Em seguida, aplicando-se novamente o teste ADF para as séries em primeira diferença,  $I(1)$ , e com constante (ver tabela 2). Verifica-se que as séries de produto ( $y$ ), capital privado ( $k$ ) e capital público ( $g$ ) foram estacionárias a 2%, 6% e 11% de significância, respectivamente. Apesar deste resultado, procede-se com o procedimento empírico assumindo que todas as variáveis integradas de ordem um,  $I(1)$ .

**Tabela 3.3: Teste ADF (Variáveis em primeira diferença com constante)**

	Estatística $t$	p-valor
$y$	-2.2241	0.0263
$k$	-1.8210	0.0655
$g$	-1.5282	0.1175

Fonte: Elaboração própria

Como discutido na metodologia, considerando a possibilidade de regressão espúria, realizam-se testes confirmatórios de cointegração entre as variáveis<sup>23</sup>. Analisando a tabela abaixo, os resultados ratificam a presença de relação cointegrante com duas defasagens, a 5% de significância, determinadas pelos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC)<sup>24</sup>.

**Tabela 3.4: Teste de Cointegração de Engle-Granger (2 defasagens)**

Variável	Estatística $\tau$	p-valor*	Estatística $Z$	p-valor*
$Y$	-2,9829	0,4683	-29,8846	0,0309
$K$	-2,0591	0,874	-11,5967	0,6994
$G$	-2,3654	0,7673	-14,4416	0,5222

Fonte: Elaboração própria

(\*): p-valores obtidos por MacKinnon (1996)

Utilizando o método de estimação dos Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (DOLS) permitindo dois *leads* e duas defasagens, pode-se estimar o modelo

<sup>22</sup> Dessa forma, os coeficientes podem ser interpretados como elasticidades.

<sup>23</sup> Como salientado por Kejriwal (2008), Kejriwal e Perron (2006) e mencionado na metodologia, os testes de cointegração apenas ratificam que as variáveis são  $I(1)$ . Logo, não há diferença entre estimar o modelo cointegrado inicial antes ou depois do teste de quebra estrutural.

<sup>24</sup> Adicionalmente, o teste de Johansen indica a presença de uma relação cointegrante no modelo.

na presença de cointegração. Estimando o modelo adicionando uma tendência determinística, observa-se que a elasticidade do capital público corresponde a 0,25, enquanto a do capital privado é relativamente maior 0,36. Dessa forma, uma elevação de 10% nos estoques de capital público e privado, elevariam o produto da economia em cerca de 25% e 36%, respectivamente.

**Tabela 3.5: Estimação do modelo com cointegração (DOLS (2,2))**

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística <i>t</i>	p-valor
<i>K</i>	0,3673	0,1149	3,1950	0,0027
<i>G</i>	0,2563	0,0898	2,8531	0,0068
<i>C</i>	3,1934	0,5532	5,7720	0,0000
Tendência	0,0032	0,0023	1,3623	0,1807
R <sup>2</sup>	0,9961	SQR		0,0383
R <sup>2</sup> Ajustado	0,9949	Variância Longo Prazo		0,0018

**Fonte: Elaboração própria**

O procedimento seguinte consiste na estimação do modelo cointegrado com quebras estruturais. Devido perda de graus de liberdade, admite-se a possibilidade de no máximo duas quebras, seja somente na parte determinística ou em qualquer coeficiente do modelo, inclusive inclinação. Nomeia-se de modelo 1, o modelo que acomoda as quebras somente na parte determinística e de modelo 2, o modelo que considera as quebras estruturais em qualquer parâmetro, inclusive nos coeficientes de inclinação. O teste sequencial proposto por Kejriwal e Perron (2006) indica a presença de duas quebras estruturais no modelo 1 e uma quebra no modelo 2, resultados ratificados pelos critérios de Informação LWZ e BIC.

Para o procedimento de teste<sup>25</sup>, admite-se o modelo com cointegração (DOLS (2,2)) na tabela 4 como a hipótese nula. Já como hipótese alternativa, consideram-se os modelos 1 e 2, individualmente. Ao se testar a validade de um modelo cointegrado com duas quebras estruturais na parte determinística (modelo1), os resultados preliminares apontam que as contribuições do capital privado e público no produto da economia na primeira quebra passam de 0,36 e 0,25 (no 1º regime), respectivamente, para 0,41 e 0,30 (no 2º regime). Já na segunda quebra estrutural, as elasticidades do produto com respeito ao capital privado e capital público correspondem

<sup>25</sup> Kejriwal e Perron (2006) e Kejriwal (2008) trabalham com modelos que exibem tendência determinística somente intercepto. Com isso, os autores não disponibilizam valores críticos para o caso em tela. Dessa forma, os valores críticos para essa análise ainda precisam ser simulados.

a 0,30 e 0,48 (para o 3º regime), nessa ordem. Os testes verificam ainda que as quebras ocorrem nos anos 1958 e 1966, indicando que a função de produção agregada brasileira apresenta três regimes na amostra considerada, e não apenas um. Nos regimes 1, 2 e 3, os coeficientes de determinação correspondem a 0,97, 0,89 e 0,99, respectivamente.

Complementar a essas evidências, no intuito de ainda verificar instabilidade nos parâmetros, aplica-se o teste de instabilidade dos parâmetros, desenvolvido por Hansen (1992). Os resultados apontam para uma estatística de teste no valor de 0,0467 a um p-valor de 0,200. Dessa forma, rejeita-se a instabilidade nos parâmetros, corroborando a estabilidade das evidências encontradas.

Já quando se testa a validade de um modelo com quebras estruturais para qualquer parâmetro da função de produção (modelo 2), os resultados indicam que as elasticidades de capital público e privado passam a assumir valores aparentemente absurdos, como elasticidade produto capital público negativa (-0,35) e elasticidade produto capital privado maior que a unidade (2,36)<sup>26</sup>. Apesar destes resultados, o R<sup>2</sup> nos dois regimes corresponde a 0,98 e 0,99. Em suma, claramente esses resultados contradizem a teoria e possivelmente não são representativas da função de produção agregada para o Brasil no período considerado. Com isso, pode-se inferir que a função de produção agregada possivelmente admite quebras estruturais somente na parte determinística.

Considerando esse modelo, pode-se observar que as elasticidades do produto com respeito ao capital privado e público são positivas e menores que a unidade, confirmando a complementaridade entre os estoques de capital e as evidências de Rigolon (1998), Ligthart (2002) e Kamps (2004). Os regimes 1 e 2 fornecem resultados em linha com Kamps (2005), ao obter efeitos semelhantes sobre o produto para o capital privado e público. Apesar de aparentemente contraditório, a contribuição do capital público supera a do privado no terceiro regime. Este resultado é análogo a Aschauer (1989) e Crowder and Himarios (1997), porém contraria os resultados de Pereira e Andraz (2013) e Rom e Haan (2005). Apesar de ainda não existir consenso na literatura acerca da magnitude do capital público sobre o produto, é unânime que é positivo e substancialmente menor que nas literaturas anteriores (ROM e HAAN, 2005).

---

<sup>26</sup> Considerando a nota acima, o teste de instabilidade de Hansen (1992) também necessita de simulações para obtenção de seus valores críticos.

Além disso, Andraz (2013) destaca que a literatura é consensual em encontrar maiores contribuições para o estoque de capital público em países menos desenvolvidos. Uma possível explicação seria a sobreavaliação dos programas governamentais, conduzindo à elevação dos custos, superiores aos tecnicamente possíveis (ISAKSSON, 2010). Aliado a isso, na maioria dos países em desenvolvimento, o capital público tem sido improdutivo, inflando os coeficientes relacionados a sua contribuição sobre o produto (PRITCHETT, 1990). Apesar de essa contribuição aparentar ser relativamente elevada, as evidências encontradas são comparativamente menores que as obtidas em alguns estudos empíricos para o Brasil que utilizam cointegração, como Ferreira (1996) (de 0,71 a 1,05) e Ferreira e Milliagos (1998) (de 0,54 a 0,61). Nestes casos, os valores elevados para os efeitos do capital público podem suscitar uma possível quebra estrutural no período analisado.

Na seção seguinte, discutem-se as conclusões encontradas na pesquisa, bem como se apresentam propostas para pesquisas futuras.

### **3.6. CONCLUSÕES**

O principal foco deste artigo é analisar a contribuição do capital público no produto da economia sob a perspectiva de mudanças nos parâmetros da função de produção agregada Cobb-Douglas para o Brasil de 1950 a 2008. O procedimento empírico consiste na aplicação do procedimento empírico de cointegração com quebras estruturais, desenvolvido por Kejriwal e Perron (2006). Para isso, utilizam-se dados anuais de PIB e estoques de capital privado e público para a economia brasileira.

Dentre os principais resultados encontrados para esta amostra, a função de produção agregada Cobb-Douglas apresenta estabilidade com duas quebras estruturais na parte determinística, referentes aos anos de 1958 e 1966. Aliado a isso, a contribuição do capital público no produto da economia mostrou-se variar de 0,25 a 0,48, entre os três regimes observados. Ademais, ao se testar a presença de quebras estruturais inclusive nos coeficientes de inclinação, os resultados são confusos e possivelmente não descrevem a função de produção agregada brasileira no período de 1950 a 2008.

A principal vantagem da presente metodologia com relação às anteriores é a possibilidade de se captar mudanças de regime em uma função de produção estável e conseqüentemente, contribuições diferentes para o estoque de capital público no produto ao longo do período contemplado pela amostra. Assim, como discutido anteriormente, parâmetros excessivamente elevados podem levantar a suspeita acerca da presença de quebras estruturais desconsideradas na amostra.

Como extensões a esta pesquisa, pretende-se permitir uma quantidade maior de quebras no modelo estudado, simular os valores críticos pendentes e gerar os devidos intervalos de confiança para os parâmetros estimados.

### 3.7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AARON, H. Why is Infrastructure Important? In: MUNNELL, A. **Is There a Shortfall in Public Investment?** Federal Reserve Bank of Boston, Boston, p. 51-63, 1990.

ARAI, Y. and KUROZUMI, E. Testing for the Null Hypothesis of Cointegration with Structural Breaks. University of Tokyo, 2005. **CIRJE Discussion Papers F-319**.

ARRAES, R.; TELES, V. K. Política Fiscal e Crescimento Econômico: Aspectos teóricos e evidências empíricas para as regiões brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v.32, 2001.

ASCHAUER, D. A. Is Public Expenditure Productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, p. 177-200, 1989a.

BAI, J; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. **Econometrica**, v. 66, p. 47-78, 1998.

\_\_\_\_\_. Multiple Structural Change Models: A simulation analysis. In: CORBEA, D.; DURLAUF, S.; HANSEN, E. **Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research**. Cambridge University Press, p. 212 – 237, 2006.

BARRO, R. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, p. 103-125, 1990.

BENNATHAN, E. e CANNING, D. The Social Rate of Return on Infrastructure Investments. World Bank , 2002. **Policy Research Discussion Paper 2390**.

BOARNET, M. G. Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure. **Journal of Regional Science**, Vol. 38, p. 381-400, 1998.

BOM, PEDRO R.D. and LIGTHART, JENNY, E. How Productive is Public Capital? A Meta-Analysis. 2008. **CESifo Working Paper No. 2206**.

CALDERON, C.; SERVEN, L. The Output Cost of Latin America's Infrastructure Gap. In: **The limits of Stabilization: Infrastructure, Public Deficits and growth in Latin America**, Stanford, University Press 2003.

CÂNDIDO JÚNIOR, J. Os Gastos Públicos no Brasil são Produtivos? IPEA, 2001. **Texto para Discussão, nº 781**.

\_\_\_\_\_. **Política Fiscal e Impactos Produtivos dos Gastos Públicos**. Tese de Doutorado. p. 145. Rio de Janeiro, FGV, 2008.

CROWDER, W.J. and HIMARIOS, D. Balanced Growth and Public Capital: An empirical analysis. **Applied Economics**, v. 29, n. 8, p.1045-1053, 1997.

DELORME, C. D.; THOMPSON, H. G e WARREN, R. S. Public Infrastructure and Private Productivity: A Stochastic frontier approach," **Journal of Macroeconomics**, Vol. 2, p. 563-576, 1999.

DUGGAL, V.; SALTZMAN, C.; KLEIN, L. Infrastructure and Productivity: a non linear approach. **Journal of Econometrics**, v. 92, p. 47-74, 1999.

DUFFY-DENO, K. e EBERTS, R. Public Infrastructure and Regional Economic Development: A simultaneous equations approach. **Journal of Urban Economics**, vol. 30, pp. 329-343, 1991.

EBERTS, R.W. Estimating the Contribution of Urban Public Infrastructure to Regional Growth. Federal Reserve Bank of Cleveland, 1986. **Working Paper nº 8610**.

\_\_\_\_\_. Public Infrastructure and Regional Economic Development. **Economic Review, Federal Reserve Bank of Cleveland**, issue Q I, p. 15-27, 1990.

EVANS, P., and KARRAS, G. Is Government Capital Productive? Evidence from a panel of seven countries. **Journal of Macroeconomics**. v. 16, p. 271-279, 1994.

EASTERLY, W. e S. REBELO. Fiscal policy and economic growth An empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, vol. 32, p. 417-458, 1993..

FERREIRA, P.C. Infraestrutura Pública, Produtividade e Crescimento. **Texto para Discussão, nº 246**, FGV-RJ, 1994.

\_\_\_\_\_. Investimento em Infraestrutura no Brasil: Fatos estilizados e relações de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 26, n.2, p. 231-252, agosto, 1996.

FERREIRA, P. C. e MALLIAGROS, T. Impactos produtivos da infraestrutura no Brasil-1950/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.28, nº 2, p.315-338, 1998.

FERREIRA, P. C.; ARAÚJO, C.J. On the Economic and the Fiscal Effects of Infrastructure Investment in Brazil. **Ensaios Econômicos**, nº 613, 2006.

FLORES, R.; PEREIRA, A. M. Public Capital and Aggregate Growth in the United States: Is Public Capital Productive? Abril, 1995. **Texto policopiado**.

FLORISSI, S. Infrastructure, Public Capital and Growth in the Brazilian Economy. **Análise Econômica**. Ano 15, p. 80-96, Mar, 1997.

FRISCHTAK, Cláudio R. O Investimento em Infraestrutura no Brasil: Histórico recente e perspectivas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 2, agosto: 2008.

GARCIA-MILÁ, T. and MCGUIRE, T. The Contribution of Publicly Provided Inputs to States' Economies. **Regional Science and Urban Economics**, vol. 22, p. 229-241, 1992.

GRAMLICH, E. M. Infrastructure Investment: A review essay. **Journal of Economic Literature**, vol. 32, nº 3, p. 1176-1196. 1994.

GREGORY, A.W. and HANSEN, B.E. Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, p. 99-126, 1996.

HAMALAINEN, P. Review of Literature on the Productivity of Public Capital. **Discussion Papers, nº 55**. Aboa Centre for Economics, 2009.

HANSEN, B. E. Testing for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 97, p. 93 – 115, 1992.

\_\_\_\_\_. Testing for Structural Change in Conditional Models. **Journal of Econometrics**, v. 97, p. 93 - 115, 2000.

HAUGWOUT, F. 1998, Aggregate production functions, interregional equilibrium, and the measurement of infrastructure productivity. **Journal of Urban Economics**, Vol. 44, p. 216-227.

HULTEN, C.R.; SCHWAB, R.M. **Is there Too Little Public Capital?** American Enterprise Institute Conference on Infrastructure Needs, 1991.

ISAKSSON, A. Public Capital, Infrastructure and Industrial Development. Research And Statistics Branch , 2010. **Working Paper 15/2009**.

JOHANSEN, Søren. Estimating and Testing Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, Vol. 59, p. 1551–1580, 1991.

KAMPS, C. The dynamic Effects of Public Capital: VAR evidence for 22 OECD countries. Kiel Institute of World Economics, 2004. **Working Paper nº 1224**.

\_\_\_\_\_. The Dynamic Effects of Public Capital: VAR evidence for 22 OECD countries. **International Tax and Public Finance**. 2005.

\_\_\_\_\_. New Estimates of Government Net Capital Stocks for 22 OECD Countries 1960-2001. **IMF Staff Papers**, v. 53, p. 120-150, 2006.

KEJRIWAL, M. Cointegration with Structural Breaks: An application to the Feldstein-Horioka Puzzle. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, vol. 12, p. 1-37, 2008.

KEJRIWAL, M.; PERRON, P. **Data Dependent Rules for Selection of the Number of leads and lags in the dynamic OLS cointegration regression**. Cambridge University Press, 2008.

LIGTHART, J. E. Public Capital and Output Growth in Portugal: An empirical Analysis. **European Review of Economics and Finance**, Vol. 1, p. 3-30, 2002.

LINHARES, F.; PEREIRA, R.; RODRIGUES, A. Estimação do Impacto do Estoque de Capital na Economia Brasileira: 1950 a 2008. Universidade Federal do Ceará, 2011. **Relatório de Pesquisa**.

MERRIMAN, D. Public Capital and Regional Output: Another look at some Japanese and American data, **Regional Science and Urban Economics**, Vol. 20, p. 437-458, 1990.

MIKELBANK, B. e JACKSON, R. The Role of Space in Public Capital Research. **International Regional Science Review**, Vol. 23, nº 3, p. 235-258, 2000.

MONTEIRO NETO, A. Intervenção Estatal e Desigualdades Regionais no Brasil: Contribuições ao debate contemporâneo. **Texto para discussão nº 1229**. IPEA: Brasília, 2006.

MOOMAW, R. e WILLIAMS, M. Total factor productivity growth in manufacturing: Further evidence from the states. **Journal of Regional Science**, Vol. 31, nº 1, p. 17-34, 1991.

MORANDI, L., REIS, E. J. **Estimativa do estoque de capital fixo-Brasil, 1950-2000**. Rio de Janeiro: IPEA, nov. 2003.

MORENO, R.; ARTIS, M.; LOPEZ-BAZO, E. e SURINACH, J. Evidence on the Complex Link Between Infrastructure and Regional Growth, 1998. Working papers in economics nº 19, Universitat de Barcelona. Espai de Recerca en Economia, Barcelona.

MORRISON, C. J.; SCHWARTZ, E.A. State Infraestrutur e Productive Performance. **The American Economic Review**, 86, p. 1095-1108, December, 1996.

MUNNELL, A. H. Why Has Productivity Growth Declined? Productivity and public investment. **NewEngland Economic Review**. January-February, p. 3-22, 1990a.

\_\_\_\_\_. How Does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance? **New England Economic Review**. Sep.-Oct, 1990b.

\_\_\_\_\_. Infrastructure Investment and Economic Growth. **Journal of Economic Perspective**, v. 6, n. 4, Fall, 1992.

MUNNELL, A. e COOK, L. How does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance? **New England Economic Review**, Sept/Oct, Federal Reserve Bank of Boston, p. 11-33, 1990.

NAQVI, N. Is Public Capital More Productive Than Private Capital? Macroeconomics evidence from Pakistan, 1965-2000. **Working Paper in Economics and Finance**, n° 03, Nov., 2003.

NG, S. and PERRON, P. Estimation and Inference in Nearly Unbalanced and Nearly Cointegrated Systems. **Journal of Econometrics**, v. 79, p. 53-81, 1997.

OTTO, G., e VOSS, G.M. Public Capital and Private Sector Productivity. **Economic Record**, v. 70, p. 121-132, 1994.

PEREIRA, A. M.; ANDRAZ, J. M. On the Impact of Public Investment on the Performance of U.S. Industries, **Public Finance Review**, v. 31, p. 66 – 90, 2003.

\_\_\_\_\_. On The Economic Effects Of Public Infrastructure Investment: A Survey Of The International Evidence. **Journal of Economic Development**, v. 38, n° 4, p. 1-37, December, 2013.

PEREIRA, A.M.; SAGALES, O. R. Spillover Effects of Public Capital Formation: Evidence from the Spanish regions. **Journal of Urban Economics**, v. 53, n° 2, p. 238-256, 2003.

PERRON, P. Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 8, p. 153-62, 1990.

\_\_\_\_\_. L'estimation de Modeles Avec Changements Structurels Multiples. **Actualité Économique**, v. 73, p. 457-505, 1997.

PERRON, P and NG, S. Useful Modifications to Unit Root Tests with Dependent Errors & their Local Asymptotic Properties. **Review of Economic Studies**, v. 63, p. 435-463, 1996.

PRITCHETT, Lant. Mind your P's and Q's. Washington, D.C.: World Bank. **World Bank Policy Research Paper**, n°. 1660, 1990.

QU, Z. and PERRON, P. Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions. **Econometrica**, v. 75, p. 459-502, 2007.

RATNER, J. B. Government Capital and the Production Function for U.S. Private Output. **Economics Letters**, v. 13, p. 213–217, North-Holland: 1983.

RIGOLON, F. J. Z. O Investimento em Infraestrutura e a Retomada do Crescimento Sustentado. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n° 1, p. 129 – 158, 1998.

ROMP, W. and DE HAAN, J. Public Capital and Economic Growth: A critical survey. **Perspektiven der Wirtschaftspolitik**, Vol. 8, p. 6–52, 2007.

SEITZ, Helmut. Infrastructure Investment and Economic Activity: Theoretical issues and international evidence. In: **Investing Today for the World of Tomorrow**, ed. by Deutsche Bundesbank, Berlin: Springer-Verlag, 2001.

STEPHAN, A. Regional Infrastructure Policy and Its Impact on Productivity: A comparison of Germany and France. **Applied Economics Quarterly**, vol. 46, p. 327–356, 2000.

STURM, J.E. and HAAN, J. Is Public Expenditure Really Productive? New Evidence for the US and the Netherlands. **Economic Modelling**, v. 12, n° 1, p. 60-72, 1995.

STURM, J.E.; KUPER, G.H. e de HAAN, J. Modelling Government Investment and Economic Growth on a Macro Level: A review. In: BRAKMAN, S.; VAN EES, H. and KUIPERS, S.K. (eds.), **Market Behavior and Macroeconomic Modelling**. MacMillan Press Ltd, London: 1998.

TATOM, J. A Public Capital and Private Sector Performance. **Federal Reserve Bank of St Louis Review**, n 73, n, 3, p. 3-15, 1991.

TORRISI, G. Public Infrastructure: Definition, classification and measurement issues. **Munich Personal RePec Archive**, January, 2009.

VARIAN, H. **Microeconomia**: Uma abordagem moderna. Tradução Elfin Ricardo Doninelli – Rio de Janeiro: Elsevier, 2012.

YAO, Y. C. Estimating a Number of Change Points via Schwarz' Criterion. **Statistics and Probability Letters**, v. 6, p. 191-189. 1988

**ANEXOS****Tabela 3.1 – Trabalhos Empíricos Internacionais**

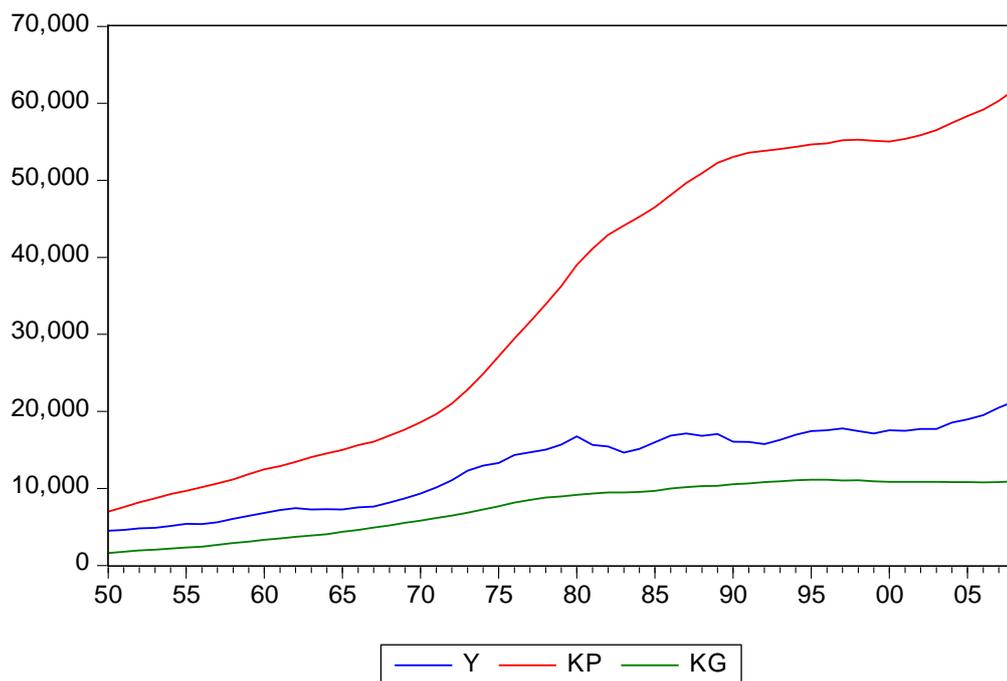
<b>Autor</b>	<b>Nível de agregação dos dados</b>	<b>Especificação econométrica</b>	<b>Elasticidade do produto em relação ao capital público</b>
Aschauer (1989)	Nacional (E.U.A)	C.D; Log. Níveis	0,39
Munnell (1990)	Nacional (E.U. A)	C.D; Log. Níveis	0,34
Hulten e Schwab (1991)	Nacional (E.U.A)	C.D; Log. F.D	Não significativa
Tatom (1991)	Nacional (E.U. A)	C.D; Log. Níveis	Não significativa
Ford & Poret (1991)	Nacional (E.U. A)	C.D; Log. Níveis	0,39*
Eisner (1991)	Estados (E. U. A)	C.D; Log. Níveis	0,17
Argimón <i>et al</i> (1993)	Nacional (Espanha)	C.D; Log. Níveis	0,60
Easterly e Rebelo (1993)	Países diversos	C.D; Log. Níveis	0,3*
Bregman e Marom (1993)	Israel (Nacional)	C.D; Log. Níveis	0,31 - 0,44
Flores e Pereira (1995)	Nacional (Espanha)	C.D; VAR (FD)	0,54
Mamatzakis (1997)	Nacional	C.D; Log. Níveis	0,25
Batina (1998)	Nacional (E. U.A)	VECM - Log. Níveis	0,11
Pereira e Flores (1999)	Nacional (Espanha)	VAR (F.D)	0,63
Pereira e Sagales (2001)	Nacional (Espanha)	VAR (F.D)	0,52
Pereira (2001)	Nacional (E.U. A)	VAR (F.D)	0,22 *
Pereira e Sagales (2003)	Regiões da Espanha	VAR (F.D)	0,01 - 0,70
Naqvi (2003)	Nacional (Paquistão)	C.D – VECM - Log. Níveis	0,24
Kamps (2005)	22 Países (OECD)	VECM - Log., Níveis	(0,01-1,77)

**Fonte: Modificado de Linhares, Pereira e Rodrigues (2011).**

Tabela 3.2 - Trabalhos Empíricos na Economia Brasileira

Autor	Nível de agregação dos dados	Especificação econométrica	Elasticidade do produto em relação ao capital público
Ferreira (1996)	Nacional	VAR - Log. Níveis	0,71 - 1,05
Florissi (1997)	Nacional	C.D - VAR - F.D	0,14
Ferreira e Malliagros (1998)	Nacional	VAR - Log. Níveis	0,54 - 0,61
Cândido Jr.(2001)	Nacional	ADL ( <i>Auto regressive and lag distributed model</i> )	0,44
Arrais e Teles (2001)	Regiões	C.D - Estimador de efeitos fixos	0,01 - 0,08 *
Mazoni (2005)	Nacional	VECM - Log. Níveis	0,19 **
Ferreira e Araújo (2006)	Nacional	VAR/VECM – Log. Níveis	0,33
Oliveira, Linhares e DeSouza (2007)	Nacional	DOLS – Log. Níveis	0,26 - 0,38
Silva e Fortunato (2007)	Estados	Estimador de efeitos fixos	0,9
Cândido Jr. (2008)	Nacional	VAR/VECM – Log. Níveis	0,58 **

Fonte: Linhares, Pereira e Rodrigues (2011)

**GRÁFICO 3.1: Comportamento das variáveis PIB e estoque de capital privado e público**

**Fonte: Elaboração própria com dados do IPEA.**