

## Restrições Fiscais e Infraestrutura: Uma análise para os estados brasileiros

*Rodrigo Nobre Fernandez<sup>1</sup>*

**Resumo:** O aperto orçamentário de economias emergentes é uma das principais preocupações dos formuladores de políticas públicas para a provisão de serviços em infraestrutura. Sendo o Brasil uma dessas nações, esse trabalho toma como base o modelo teórico de Maskin e Tirole (2008) e tenta estimar empiricamente a relação entre a restrição fiscal e o uso de concessões para os estados brasileiros no período de 2000 a 2017. Pela natureza da variável dependente, o número de concessões, utilizou-se o modelo de Poisson Inflado de Zeros (ZIP) na estrutura de dados em painel. Os resultados indicam que um aumento no resultado primário sobre o PIB e também na razão entre despesas com pessoal e receita corrente líquida reduz a possibilidade de ausência de contratos. Por outro lado, a proporção entre o serviço da dívida pública sobre o PIB apresentou um efeito positivo para a criação de novos contratos. Como grande parte desses contratos são de longo prazo o que pode ser um indicativo de que o endividamento do estado também pode ser complementar ao uso desse tipo de ferramenta de contratação pública. Por fim, o fato do partido ser de esquerda ou de centro, em média, reduziu o número de contratos na modalidade de concessão. Isso pode sugerir que partidos com essa ideologia preferem outras alternativas de gasto público ou são mais resistentes ao uso desses contratos.

Palavras Chave: Concessões, Restrição Fiscal, Poisson Inflado de Zeros.  
Código-JEL: L33, O23, C23.

**Abstract:** The budget tight of emerging economies is a great concern for the provision of infrastructure services. As Brazil is one of these nations, this work takes as base the theoretical model of Maskin and Tirole (2008) and attempts to estimate empirically the relationship between fiscal constraint and the use of concessions for Brazilian states in the period from 2000 to 2017. By the feature of the dependent variable, the number of concessions, the Poisson Zero Inflation (ZIP) model was used in the panel data structure. The results indicate that an increase in the primary result on GDP and also in the ratio between personnel expenses and net current revenue reduces the possibility of absence of contracts. On the other hand, the ratio of government debt service to GDP had a positive effect on the creation of new contracts. As a large part of these contracts are long term, this may indicate that the state's indebtedness might also be complementary to the use of this type of public procurement tool. Finally, the fact that the party is left or center, on average, reduced the number of contracts in the concession modality. This could suggest that parties with this ideology prefer other public spending alternatives or are more resistant to the use of such contracts.

Key-Words: Concessions, Fiscal Constraint, Zero Inflated Poisson.  
**JEL-Codes:** L33, O23, C23.

---

<sup>1</sup> Doutor em Economia Aplicada pelo PPGE/UFRGS. Professor do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados – PPGOM/UFPEL. E-mail: rodrigo.fernandez@ufpel.edu.br.

## 1. Introdução

O investimento em infraestrutura é um dos fatores primordiais para o crescimento e o desenvolvimento econômico. Economias emergentes apresentam diversos gargalos nesse setor e possuem grandes dificuldades para realizar investimentos. Embora tenham sido investidas cifras na casa de 300 bilhões de dólares para a economia brasileira no período de 2000 a 2017 conforme informações do *Private Participation in Infrastructure*<sup>2</sup> do Banco Mundial, esse valor parece não ter sido suficiente para o suprimento dessas deficiências.

Essa barreira orçamentária para realização de novos investimentos é confirmada pelo indicador de capacidade de pagamentos das unidades federativas brasileiras. Conforme a Secretaria do Tesouro Nacional<sup>3</sup>, 47% dos estados brasileiros apresentaram má condição fiscal no ano de 2017. Essas dificuldades financeiras estão relacionadas a falta de novos investimentos em setores primordiais como o de transportes, saneamento, telecomunicações e energia.

Contudo há alternativas para a realização de investimentos desse porte, principalmente considerando a hipótese de que o ente público pode contar com a participação do setor privado. Nesse âmbito, em 1995 entrou em vigor a lei 8.9887/95 denominada lei das concessões. Essa norma permite que o Estado conceda mediante licitação ao setor privado um serviço prestado previamente por ele, na modalidade de concorrência, que demonstre capacidade para seu desempenho, por sua conta e risco e por prazo determinado.

Nesse mesmo âmbito, em 2004 passa a vigorar a lei 11.079/04 que se refere à possibilidade de concessões na modalidade especial, que são denominadas “Parceria Público Privada”. Essa última pode ser realizada basicamente nas formas patrocinada ou administrativa. Na primeira, o parceiro privado pode ser remunerado tanto por tarifa cobrada dos usuários finais quanto por contraprestação do setor público, enquanto que, na administrativa, a empresa recebe a contraprestação pecuniária direta da administração.

Dentro deste escopo, Maskin e Tirole (2008) desenvolvem um modelo teórico que relaciona a restrição orçamentária do governo com uso de contratos na modalidade de PPP<sup>4</sup>. Os autores preconizam que o ente público favorecerá grupos de interesse e possivelmente optará por projetos que possuem o custo mais elevado. Ainda, as concessões nessa modalidade poderiam permitir que o governo afrouxasse a sua restrição orçamentária.

Com base nas considerações teóricas dos pesquisadores, esse trabalho tem como objetivo verificar empiricamente a relação entre a restrição orçamentária dos estados brasileiros e o número de projetos de infraestrutura na modalidade de concessões executados em cada unidade federativa. Adicionalmente, pretende-se averiguar se a ideologia política do partido que estava no governo influenciou o número de projetos desenvolvidos.

---

<sup>2</sup> <http://ppi.worldbank.org/>

<sup>3</sup> Para mais detalhes veja: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/-/tesouro-nacional-divulga-versao-final-do-boletim-de-financas-publicas-dos-estados-e-municipios-de-2017>

<sup>4</sup> Embora o modelo dos autores seja exclusivo para PPPs, baseando-se na lei brasileira pode-se utilizar o argumento de Thomsen (2005) que indica que os contratos de PPP e de concessão comum são muito parecidos e que em algumas situações podem ser confundidos por sua similaridade.

Para realizar tal tarefa construiu-se uma base de dados que conta com número projetos de infraestrutura (concessões e PPPs) para os estados brasileiros no horizonte temporal de 2000 a 2017. Pela característica de contagem dessa variável, utiliza-se estimadores de contagem para dados em painel sendo o modelo Poisson Inflado de Zeros (ZIP – *Zero Inflated Poisson*) o mais indicado para tratar dos problemas oriundos ao excesso de zeros desse indicador.

Para representar a restrição fiscal ou orçamentária de cada unidade federativa, utilizam-se variáveis *proxies* obtidas da Secretaria do Tesouro Nacional sendo elas: resultado primário como percentual do produto interno bruto (PIB), o serviço da dívida sobre o PIB e a despesa com pessoal sobre a receita corrente líquida. Adicionalmente, com o propósito de identificar se o viés político afeta o número de contratos adicionou-se *dummies* que capturam o viés ideológico partidário.

Os resultados indicam que a razão entre a despesa e a receita corrente líquida e o resultado primário sobre o PIB reduzem a probabilidade de não-ocorrência de projetos. Ademais, o serviço da dívida sobre o PIB apresentou-se como um fator positivo para o acréscimo de projetos, indicando uma complementariedade entre o aumento de gastos de longo prazo do governo e investimento privados. As variáveis que representam o viés ideologia mostram que o fato do partido ser de centro ou de esquerda reduz o número de contratos de concessão.

Em suma, esse trabalho está estruturado em seis seções tendo sido iniciado por essa breve introdução. Na sequência apresenta-se a literatura que se refere a restrição orçamentária e o uso de contrato de concessões para a provisão de infraestrutura. Na seção três apresenta-se o modelo teórico de Maskin e Tirole (2008) que serve como base teórica para as estimativas. Em seguida mostram-se os dados e a metodologia empírica e faz-se a discussão dos resultados. Por fim, apresentam-se as considerações finais.

## **2. Alguns tópicos sobre restrição orçamentária e concessões**

No início dos anos 1980 muitos países em desenvolvimento viram o setor privado como uma alternativa para a provisão de serviços básicos de infraestrutura. A privatização desses serviços era geralmente acompanhada por alguma forma de regulação do governo (IBÁÑEZ, 2007). De acordo com Martimort e Pouyet (2008) a experiência no decorrer das últimas três décadas mostrou que a privatização total pode ser vista como uma resposta excessiva para a ineficiência do setor público. Conforme relatam estes autores, deve-se adotar uma abordagem mais pragmática que consiste em prover parcerias eficientes entre os governos e as empresas para a prestação dos principais serviços públicos.

Em relação às restrições para realização de novos investimentos pelo setor público, Maskin e Tirole (2008) desenvolvem um modelo teórico que relaciona as PPPs com a restrição orçamentária do governo. Os autores verificaram que sempre o esquema de *bundling* (consórcio de empresas) induz as empresas responsáveis pelo processo de construção e operação de um empreendimento à internalização da redução do custo operacional. O agrupamento pode levar a uma perda da eficiência porque o melhor construtor não necessariamente é o melhor operador. Além disso, o agrupamento pode incentivar as escolhas que induzam a redução de custos futuros em detrimento da qualidade do serviço ou por causa de conluio entre o operador e o seu regulador, que juntos podem manipular as contas do projeto em seu favor.

Embora as PPPs possam ser uma boa alternativa para prover infraestrutura quando há uma limitação de gastos do governo, esses contratos não devem ser exclusivamente justificados por essa razão. Este arranjo contratual deve ser utilizado

exclusivamente por razões de eficiência. Neste ponto, Engel *et al.* (2013) entendem que quando estas parcerias são usadas com esta finalidade, há uma melhor avaliação do risco de demanda e um menor custo de oportunidade do uso dos recursos públicos. A alocação de risco sob o contrato ótimo sugere que as PPP para o fornecimento de infraestrutura estão mais próximas da provisão pública do que da privatização.

Em termos empíricos, Azevedo e Azevedo (2017) investigaram a restrição fiscal dos estados brasileiros e a realização de contratos na modalidade de PPPs. Os pesquisadores averiguaram se o efeito da situação fiscal da autoridade pública sobre a realização de um contrato de PPP se dá no formato de U invertido. Os resultados indicam que há uma maior probabilidade de o estado realizar uma PPP quando a relação entre a dívida líquida sobre a receita corrente é próxima de um, indicando que uma política que visa fomentar contratos de PPPs deve levar em consideração a situação fiscal das autoridades públicas.

O trabalho de Nose (2017) investiga como a limitação de gastos dos governos em economias em desenvolvimento pode influenciar o uso de contratos da modalidade de PPPs. Conforme relata o autor, economias emergentes que se caracterizam por serem exportadoras de *commodities*, normalmente se deparam com restrições fiscais apertadas e as PPPs poderiam ser uma boa alternativa para a seleção e o gerenciamento do investimento público, minimizando o risco fiscal. A análise empírica executada pelo pesquisador mostra que a maior necessidade de financiamento do governo, a menor transparência orçamentária e a menor eficiência burocrática estão associadas a uma maior probabilidade de os governos oferecerem garantias contratuais. A qualidade da gestão das PPPs e a transparência orçamentária são fatores determinantes para uma maior sobrevivência desse arranjo contratual.

Dentro deste escopo, Buso *et al.* (2017) analisaram se a restrição orçamentária dos municípios franceses é um fator determinante para incentivar o investimento em PPPs. Além disso, os autores buscaram identificar se o uso desta modalidade contratual estaria relacionando a um processo de “camuflagem” da dívida pública. As principais conclusões são que o uso de contratos de PPPs em situações onde a cidade possui uma restrição financeira mais rígida não é explicada por motivos de maquiagem da dívida pública e que, para alguns níveis de endividamento da unidade federativa central, aqueles municípios que possuíam uma maior capacidade de autofinanciamento ainda preferiram adotar contratos na modalidade de PPP.

Por fim, conforme relatam Iossa e Saussier (2018), o crescimento no emprego de contratos na modalidade de PPP na União Europeia tem ocorrido devido à restrição orçamentária apertada dos estados membros. Nesse sentido a OCDE (2015) prevê gastos mundiais na casa dos 71 trilhões de dólares em 2030. Essa estimativa representa aproximadamente 3.5% do PIB mundial no período entre 2007 a 2030. Grande parte desse investimento em infraestrutura é advindo dos cofres públicos. No entanto, em decorrência da restrição orçamentária apertada dos governos o investimento privado é mobilizado com frequência na forma de Parcerias Público Privadas.

### 3. O modelo teórico<sup>5</sup>

Suponha que há somente dois períodos de tempo, e que a taxa de desconto intertemporal é igual a zero. Os grupos de interesse são indexados por  $i \in [0,1]$ . Na data 1 o agente público decide se investirá num projeto que beneficiará o grupo de interesse  $i$ . Cada projeto  $i$  custa  $I_1$  (que é determinista na data 1) e  $I_2^i$  (que é estocástico *ex-ante* na data 2). O custo total pode assumir dois valores:  $C_i = C_L$  (custo baixo) com probabilidade  $p$  e  $C_i = C_H$  (custo alto) com probabilidade  $1-p$ . Esses custos são independentemente distribuídos entre os grupos de interesse. O benefício gerado pelo projeto  $i$  destina-se somente a esse grupo de interesse. Ainda, tem-se que  $y_i$  representa a decisão de investimento no projeto que assume o valor igual 1 se há investimento e zero caso contrário. O nível de bem-estar de cada grupo de interesse pode ser medido por:

$$y_i B - E[y_i C_i]$$

Para cada projeto  $i$  há uma probabilidade  $x$  que o agente público e a empresa privada antecipem o valor de  $C_i$ . Então o valor esperado de  $C$  é:

$$\begin{aligned} \bar{C} &= pC_L + (1-p)C_H \\ C_H &> B > \bar{C} \end{aligned} \quad (1)$$

O ente público deseja minimizar os pagamentos que serão feitos a firma então ele irá oferecer um contrato do tipo *cost-plus*<sup>6</sup> especificando:

$$t(C_H) = C_H \text{ e } t(C_L) = C_L$$

Ou um contrato de preço fixo:

$$t = C_H \text{ ou } t = C_L$$

O preço igual a  $C_L$  será factível se, e somente se o ente público e a empresa sabem que  $C_i = C_L$ , caso contrário o agente público não poderá ter certeza de que os custos serão cobertos. O ente público favorece uma fração  $f \in (0,1)$  dos grupos de interesse e pondera seu nível de bem-estar por um parâmetro  $\alpha_f > 1$ . Os grupos não-favorecidos ( $1-f$ ) representam um peso de  $\alpha_u < 1$  no nível de bem estar. Sem perda de generalidade pode-se assumir que:

$$E[\alpha_i] = f\alpha_f + (1-f)\alpha_u = 1 \text{ onde } \alpha_i \in \{\alpha_f, \alpha_u\}$$

O ente público deseja maximizar a soma ponderada de bem-estar entre os grupos de interesse:

$$E[(\alpha_i B - C_i)y_i] \quad (2)$$

Com o objetivo de introduzir um possível conflito entre os interesses do agente público e a maximização do bem-estar social, admite-se que possam ocorrer gastos “demasiados”:

$$\alpha_f B - C_H > \alpha_u B - \bar{C} > 0 \quad (3)$$

Essa desigualdade implica que o agente público desejará substituir um projeto de custo médio visando beneficiar um grupo de interesse que ainda não foi favorecido. Ademais, admite-se um sistema de gastos linear  $G$  e custos contábeis  $\widehat{C}_L$ ,  $\widehat{C}_H$  e  $\widehat{C}$  correspondendo, respectivamente, a contratos de preço fixo baixo, alto e contratos do tipo *cost-plus*. Os custos contratuais respeitam a seguinte desigualdade:

<sup>5</sup> Nessa seção faz-se uma apresentação do modelo teórico de Maskin e Tirole (2008).

<sup>6</sup> Este tipo de contrato permite que a empresa privada seja reembolsada pelos seus custos, sendo que estes são delimitados até um determinado patamar, mais um pagamento adicional que possibilita que a firma obtenha uma margem de lucro.

$$\widehat{C}_L \leq \widehat{C} \leq \widehat{C}_H$$

O ente público é restrito a escolher um conjunto de contratos que satisfaz a seguinte equação:

$$n_L \widehat{C}_L + n_H \widehat{C}_H + n \widehat{C} \leq G \quad (4)$$

Sendo que  $n_i$  corresponde a proporção dos projetos correspondentes a cada tipo de contrato. Pela a equação (1) tem-se que os projetos do tipo  $C_H$  não são desejáveis em termos de maximização do bem-estar social. Nesse sentido, o ente público não escolherá um projeto desse tipo sendo ele classificado como de custo fixo. Assim, classifica-se um projeto com essa estrutura de custos como da categoria de *cost-plus* ( $\widehat{C} = \widehat{C}_H$ ). Com base na restrição orçamentária expressa pela equação (4) considera-se que o ente público não é “benevolente” e então ele escolhe  $y$  com o objetivo de maximizar a seguinte função:

$$\begin{aligned} & \text{Max}\{xp[fy^{Lf}(\alpha_f B - C_L) + (1-f)y^{Lu}(\alpha_f B - C_L)] \\ & + x(1-p)[fy^{Hf}(\alpha_f B - C_H) + (1-f)y^{Hu}(\alpha_f B - C_H)] \\ & + (1-x)[f\bar{y}^f(\alpha_f B - \bar{C}) + (1-f)\bar{y}^u(\alpha_f B - \bar{C})]\} \end{aligned}$$

Sujeito a:

$$\begin{aligned} & x[fy^{Lf} + (1-f)y^{Lu}]\widehat{C}_L + x(1-p)[fy^{Hf} + (1-f)y^{Hu}]\widehat{C} \\ & + (1-x)[f\bar{y}^f + (1-f)\bar{y}^u]\bar{C} \leq G \end{aligned}$$

Tem-se que  $y^{Lf}$  é a proporção de projetos do tipo  $C_L$  que são empreendidos e assim por diante. É importante notar que as proporções  $n_i$  estão multiplicando seus respectivos custos na restrição orçamentária do problema de otimização. Usando o teorema de Kuhn-Tucker espera-se que pelo menos um  $y_i \geq 0$ , mas não é necessário que todos o sejam simultaneamente. Ademais o multiplicador de Lagrange deve ser maior que zero, em outras palavras, isso significa dizer que a restrição orçamentária do governo está ativa e que ela pode ser utilizada em igualdade. A solução do problema de maximização pode ser expressada pelas seguintes condições:

$$y^{Lk} = 1 \Leftrightarrow \alpha_k B \geq C_L + \mu \widehat{C}_L \quad (7)$$

$$y^{Hk} = 1 \Leftrightarrow \alpha_k B \geq C_H + \mu \widehat{C} \quad (8)$$

$$\bar{y}^k = 1 \Leftrightarrow \alpha_k B \geq \bar{C} + \mu \bar{C} \quad (9)$$

Sendo  $k=f,u$

Conforme a equação (3) pode-se assumir que  $\alpha_u B - C_L > 0$ . Isso pode ocorrer quando  $p \rightarrow 1$  e assim o custo esperado se aproxima  $C_L$ . Sem perda de generalidade define-se  $\widehat{C}_L = C_L$ . Em termos de bem estar social, a escolha benevolente seria a de projetos do tipo de baixo custo justamente pelo benefício oriundo desse projeto ser maior comparado a de um projeto de alto custo, isto é,  $B - C_L > B - C_H > 0$ . Nesse sentido a equação (7) é satisfeita para qualquer escolha de  $C_L, \mu \widehat{C}_L$ . Para classificar as preferências do ente público deve-se retornar a equação (3):

$$\alpha_f B - \bar{C} > \alpha_f B - C_H > \alpha_u B - \bar{C} > \alpha_u B - C_H$$

Em termos da escolha de bem-estar social, os projetos de baixo custo seriam preferíveis. Contudo, o gestor público deseja favorecer algum grupo de interesse visando maximizar seus objetivos individuais. Portanto, os projetos de baixo custo poderiam ser omitidos. A classificação das preferências do ente público se dá do seguinte modo:

- (A) Projetos favorecidos do tipo  $\bar{C}$
- (B) Projetos favorecidos do tipo  $C_H$

- (C) Projetos não favorecidos do tipo  $\bar{C}$   
 (D) Projetos não favorecidos do tipo  $C_H$

O sistema de contabilidade linear induz a dois pontos de corte. Isso se dá porque não há como distinguir eficientemente projetos que são do tipo  $\bar{C}$  e  $C_H$ . Conclui-se que há dois cortes possíveis potencialmente ótimos: o caso (i) em que o custo localiza-se entre (A) e (B) e o caso (ii) em que o custo está entre (C) e (D). O (i) corresponde a um orçamento apertado em que somente projetos do tipo  $\bar{C}$  serão empreendidos.

$$\alpha_f B = \bar{C} + \mu \hat{C} \quad (10)$$

Já (ii) corresponde a uma folga no orçamento, isto é, somente projetos do tipo  $C_H$  não serão empreendidos:

$$\alpha_u B = \bar{C} + \mu \hat{C} \quad (11)$$

Fazendo  $\widehat{C}_L = C_L$  e usando a equação (7) tem-se que:

$$\frac{\alpha_u B - C_L}{C_L} \geq \mu \quad (12)$$

Se o limite de gastos apertado é ótimo as equações (10) e (12) implicam em:

$$\alpha_f B \leq \bar{C} + \left( \frac{\alpha_u B - C_L}{C_L} \right) \hat{C}$$

Isso significa que se  $\alpha_f C_L < \alpha_u \bar{C}$  pode-se escolher  $\hat{C}$  maior ou menor que  $\bar{C}$  enquanto (11) como (12) serão satisfeitas. O limite ou folga orçamentária é ótimo se e somente se projetos do tipo  $C_H$  e  $\bar{C}$  são conjuntamente socialmente desejáveis.

$$x(1-p)f(B - C_H) + (1-x)(1-f)(B - \bar{C}) > 0 \quad (13)$$

Como resumo desses resultados apresenta-se a seguinte proposição:

**Proposição 1:** *Dadas as preferências do gestor público e uma firma com orçamento apertado, a solução de second-best que maximiza o bem-estar social usando um sistema de contas públicas linear com limite de gastos igual a  $G$  é tal que:*

- (i) *Projetos de baixo custo são sempre preferíveis;*
- (ii) *O custo contábil desse projeto é atribuído de acordo com o verdadeiro custo de  $C_L$ ;*
- (iii) *Se  $\alpha_f C_L < \alpha_u \bar{C}$  o custo de um projeto  $\bar{C}$  é atribuído acima ou abaixo do seu verdadeiro custo;*
- (iv) *A restrição orçamentária admite folga, ou seja, admite projetos do tipo  $\bar{C}$  e do tipo  $C_H$ . Isso ocorre se a equação (13) é satisfeita.*

A condição (iv) será satisfeita se a probabilidade de conhecimento *ex-ante* sobre os custos do projeto for suficiente baixa ( $x \rightarrow 0$ ) ou se a proporção de grupos de interesse for suficientemente pequena ( $f \rightarrow 0$ ).

## 4 Procedimentos Metodológicos

### 4.1 Dados

Para esse estudo a periodicidade dos dados foi de 18 anos no intervalo entre 2000 a 2017. A escolha do período amostral foi feita conforme explicitam Giambiagi e Villela (2005): trata-se de um período em que a economia brasileira estava sob um tripé macroeconômico de austeridade fiscal, câmbio flutuante e o sistema de metas de

inflação<sup>7</sup>. Essas condições permitiram uma certa estabilidade em termos econômicos após a implantação do Plano Real em 1994.

A construção da base de dados, contempla variáveis representativas da situação fiscal dos estados, sendo elas possíveis *proxies* para a restrição orçamentária do governo. A primeira representa o resultado primário (receitas menos despesas) do estado como percentual do PIB (Produto Interno Bruto). Essa variável pode ter um efeito de substituição ou complementariedade em relação ao número de contratos de concessões. Supõe-se que se o governo obteve um resultado primário positivo, isso pode indicar que o ente público economizou e uma das fontes dessa economia pode ter sido o uso de contratos dessa modalidade. Por outro lado, o mesmo pode preferir investir por si só em novos projetos sem a necessidade de participação do setor privado. A análise para um resultado primário negativo é análoga.

A segunda variável que pode representar uma limitação orçamentária é a proporção entre a despesa de pessoal e a receita corrente líquida do estado. Esse indicador demonstra a razão de gastos estaduais com efetivos sobre as receitas obtidas pelo estado. Quanto maior o denominador, menor é a relação entre a despesa de pessoal (pode-se supor que essas últimas são relativamente fixas ao longo de tempo) com as receitas. Isso poderia indicar uma restrição orçamentária mais frouxa, podendo o governo, investir mais em contratos da modalidade de concessão ou substituir o uso desses projetos por investimentos de outra natureza.

A última variável de natureza fiscal mede o total do serviço da dívida pública como o percentual do PIB estadual. Esse indicador representa a totalidade dos pagamentos que o estado faz para arcar com os juros e amortizações de seus empréstimos. Na confecção de um contrato de concessão, há possibilidade que o estado subsidie taxas de juros para o consórcio vencedor. Contudo, num projeto na modalidade de parceria público-privada esse financiamento pode ser obtido exclusivamente pelo parceiro privado, indicando que o governo repassa esse risco para a companhia ou grupo de empresas.

Além das variáveis que representam a situação fiscal, e de certo modo a restrição orçamentária estadual, também foram criadas *dummies* de ideologia política referentes ao partido político do governador que estava no comando da administração do estado. Essa variável qualitativa assume, por exemplo, o valor 1 se o partido é de direita e zero caso contrário. O mesmo vale para os partidos de esquerda. Tomou-se como grupo de referência nas estimativas o partido PMDB considerado como o único partido efetivamente de centro. Esse grupo político pode assumir um viés mais a direita ou a esquerda, mas se considerou essa posição central para evitar classificar esse partido político em alguns momentos do tempo como de esquerda e outros como de direita.

Destaca-se que essas variáveis referentes a características políticas podem auxiliar a captar dois efeitos. O primeiro proposto no modelo de Maskin e Tirole (2008) que é a presença de grupo de interesses, ou seja, o partido  $x$  privilegia o grupo  $y$  e o segundo é que partidos de direita tendem a ter um viés mais liberal no sentido econômico o que pode facilitar o uso de concessões como uma ferramenta para a provisão de infraestrutura pública. Para a construção dessas variáveis seguiu-se a definição proposta por Azevedo e Azevedo (2016) e Maciel, Alarcon e Gimenes (2017). A tabela abaixo explicita a criação dessas variáveis:

---

<sup>7</sup> <https://www.bcb.gov.br/Pec/relinf/Normativos.asp>



**Tabela 1 – Ideologia dos Partidos Políticos**

<b>Esquerda</b>	PC do B	PDT	PMN	PROS	PSB	PT	PPS
<b>Direita</b>	DEM	PFL	PP	PPB	PSDB	PTB	
<b>Centro</b>	PMDB						

**Fonte:** autor com base em Azevedo e Azevedo (2017) e Maciel, Alarcon e Gimenes (2017).

Ademais, como uma característica que poderia controlar as diferenças regionais e estaduais utilizou-se como *proxy* o número de habitantes em cada estado. Também se adicionou *dummies* de estado, tendo como referência o estado do Tocantins, com o objetivo de capturar o efeito fixo de cada unidade. Em linhas gerais, a lei de concessões é universal para todas as unidades federativas, podendo cada estado<sup>8</sup> ter seu regimento próprio desde que não esteja desalinhado com a lei federal. Contudo, considera-se que essas diferenças contratuais sejam pequenas e por isso optou-se por mantê-las fixas ao longo do tempo entre as unidades.

Foram também incluídas *dummies* de tempo, com o intuito de captar choques econômicos ocorridos durante o período analisado, como por exemplo, a crise de 2008. A tabela 2 expressa o resumo descritivo das variáveis utilizadas.

**Tabela 2 – Resumo Descritivo das Variáveis**

Tipo	Definição	Legendas	Fonte
Variável dependente	Número de Projetos em Contratos de Concessões	n_project	Banco Mundial
Restrição Orçamentária	Resultado Primário (% do PIB)	respripib	Secretaria do Tesouro nacional
	Serviço da Dívida Pública (% do PIB)	servdivtotpib	
	Despesas com Pessoal/Receita Corrente	desp_rec	
	Número de Habitantes	pop	IBGE
Variáveis de controle	Dummy que assume 1 se o partido é de direita, 0 caso contrário	d1idel	Tribunal Superior Eleitoral
	Dummy que assume 1 se o partido é de esquerda, 0 caso contrário	d2idel	

**Fonte:** autor

Para finalizar-se a apresentação dos dados, mostra-se as estatísticas descritivas. Destaca-se que se aplicou o logaritmo na variável população como uma forma de suavizar a série.

**Tabela 3 – Estatísticas Descritivas das Variáveis**

variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mín	Máx
n_proj	486	1.56	2.58	0.00	22.00
lpop	486	15.24	1.07	12.51	17.62
respripib	459	0.02	0.04	-0.15	0.25
servdivtotpib	459	0.04	0.07	0.00	0.76
desp_rec	459	55.48	19.71	29.79	445.62
d1idepol	486	0.41	0.49	0.00	1.00
d2idepol	486	0.33	0.47	0.00	1.00

**Fonte:** autor

<sup>8</sup> Vide artigo primeiro da lei 8.987/95.

Em suma, o estado que apresentou o número máximo de projetos de concessões foi o de São Paulo no ano de 2001. Essa unidade federativa também apresentou a maior população no ano de 2017 e o maior resultado primário em 2003. O estado de Roraima em 2001 obteve o menor número de habitantes e o Rio de Janeiro em 2016 mostrou o pior resultado primário da amostra. Em relação a razão entre a despesa com pessoal e a receita corrente o melhor indicador foi obtido pelo estado do Amapá em 2011 e o pior refere-se ao Maranhão em 2016. Considerando-se o serviço da dívida, o Paraná apresentou o maior indicador no ano de 2002 e novamente o estado do Amapá aparece possuindo o menor indicador nos anos de 2006 e 2008.

Finaliza-se a análise dos dados com uma tabela que mostra a distribuição de frequência dos partidos políticos durante o período amostral. A tabela 4 é útil para ilustrar a construção das variáveis *dummies* referentes ao viés ideológico. Tem-se o PMDB como o partido que mais se manteve no governo dos estados seguido por PSDB e PT. Esses dois últimos partidos polarizaram as eleições para presidente da república desde o primeiro mandato de Fernando Henrique Cardoso em 1995.

**Tabela 4 – Distribuição de Frequência dos Partidos Políticos**

Partido	Frequência	Percentual(%)
DEM	11	2.26
PCdoB	3	0.62
PDT	16	3.29
PFL	39	8.02
PMDB	116	23.87
PP	10	2.06
PPB	4	0.82
PPS	15	3.09
PROS	7	1.44
PSB	56	11.52
PSD	10	2.21
PSDB	117	24.07
PT	79	16.26
PTB	3	0.62
Total	486	100

Fonte: autor

A seguir apresenta-se a metodologia para a realização da análise empírica.

## 4.2 Metodologia

Para realizar a análise empírica, utilizam-se estimadores de dados de contagem na estrutura de painel. A utilização destas diferentes técnicas é útil para avaliar a solidez dos parâmetros, bem como para corrigir desvios potenciais associados aos problemas de vieses dos estimadores. Conforme Angrist e Pischke (2008) pretende-se testar a seguinte relação linear:

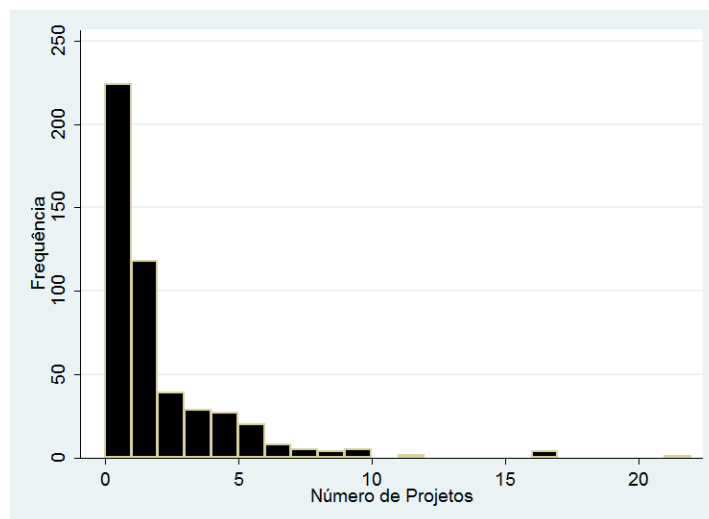
$$y_{it} = \alpha + \lambda_t + X_{it}\beta + A_i'\gamma + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Na equação acima, tanto a variável dependente como as independentes possuem variabilidade temporal. No modelo de efeito fixos a heterogeneidade do indivíduo é

representada mudança paramétrica na equação. É criado um novo intercepto formado por  $\alpha_i = \alpha + A_i'\gamma$  que não varia em relação ao tempo. Em outras palavras, os fatores não-observáveis que estão correlacionados com as variáveis explicativas são considerados constantes ao longo do tempo. Já, no caso de efeitos aleatórios, o termo de heterogeneidade individual é considerado como parte do termo de erro,  $u_{it} = \varepsilon_{it} + A_i'\gamma$ .

Nesse estudo, a variável dependente assume um valor inteiro não-negativo, já que se trata do número total de projetos em concessões. Portanto, é necessário recorrer a estimadores de contagem, como por exemplo, os de Poisson. Considera-se que a variável dependente pode assumir zeros por duas causas potenciais: (i) ausência de demanda por projetos de concessões; (ii) o tempo de confecção de um determinado contrato que pode ultrapassar um ano<sup>9</sup>. Contudo, um elevado número de zeros na base de dados pode distorcer as estimações devido ao excesso de dispersão. Sendo assim para modelar essa característica utiliza-se o modelo Poisson Inflacionado de Zeros (ZIP). A figura 1 expressa a distribuição de frequência da variável dependente:

**Figura 1 – Distribuição de Frequência do Número de Projetos em Concessões**



**Fonte:** autor

Com o objetivo de verificar se o modelo de Poisson Inflado de Zeros era o mais adequado, aplicou-se o teste de Vuong (1989), que compara o modelo de Poisson convencional com o ZIP. Conforme destacam Desmarais e Harden (2013) o teste de Vuong pode ser tendencioso, mostrando que o modelo de inflação de zeros seria sempre o mais adequado. Então, esses autores propuseram uma correção para o teste que se baseia nas estatísticas *Akaike information criterion* (AIC) e *Bayesian (Schwarz) information criterion* (BIC). Ao aplicar esta versão do teste de Vuong, com correção de AIC e BIC, o modelo ZIP mostrou-se mais adequado relativamente ao de Poisson.

De acordo com Lambert (1992), o modelo ZIP é estimado por uma combinação de uma distribuição de Bernoulli com uma distribuição Poisson. Em relação a esses

<sup>9</sup> De acordo com Moraes e Reyes (2017), o tempo médio para execução de um contrato de PPP desde o procedimento de manifestação de interesse até a assinatura de contrato é de aproximadamente 2 anos.

modelos pode-se definir que  $p$  é a probabilidade de ocorrência de nenhuma contagem para cada observação  $i=1,2,\dots,n$ , no período  $t=2000,\dots,2017$ . Isto é,  $P(Y_{it}=0)$  é calculada considerando-se a soma de um componente dicotômico com um componente de contagem, e portanto, deve-se definir a probabilidade  $P_{logit}$  de ocorrência de uma determinada contagem  $m$  ( $m=1,2,\dots$ ). Desta forma,  $P(Y_{it}=m)$  segue a própria expressão de probabilidade da distribuição de Poisson, multiplicada por  $(1-P_{logit})$ . Tem-se que:

$$\begin{cases} p(Y_{it} = 0) = p_{logit_{it}} + (1 - p_{logit_{it}})exp(-\lambda_{it}) \\ p(Y_{it} = m) = (1 - p_{logit_{it}}) \frac{exp(-\lambda_{it})\lambda_{it}^m}{m!}, m = 1,2, \dots \end{cases} \quad (15)$$

Sendo  $Y_{it} \sim ZIP(\lambda_{it}, P_{logit_{it}})$ , e sabendo que:

$$P_{logit_{it}} = \frac{1}{1 + e^{-(\gamma + \delta_1 w_{1it} + \delta_2 w_{2it} + \dots + \delta_k w_{kit})}} \quad (16)$$

$$\lambda_{it} = e^{(\alpha + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit})} \quad (17)$$

Pode-se verificar que se a expressão (16) é igual a zero, a distribuição de probabilidades da equação (15) se resume a distribuição de Poisson. A partir da expressão (15), pode-se chegar a função de log-verossimilhança representada pela equação (18), como segue:

$$LL = \sum_{t=2000}^{2017} \sum_{Y_{it}=0} \ln[p_{logit_{it}} + (1 - p_{logit_{it}})exp(-\lambda_{it})] + \sum_{t=2000}^{2017} \sum_{Y_{it}>0} \ln[(1 - p_{logit_{it}}) - \lambda_{it} + (Y_{it})\ln(\lambda_{it}) - \ln(Y_{it}!)] \quad (18)$$

A maximização logaritmo da função de verossimilhança que tem por objetivo estimar os parâmetros  $\alpha, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  e  $\gamma, \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_k$  do modelo de regressão inflacionado de zeros. Na próxima seção apresentar-se-á as estimativas e a discussão dos resultados.

## 5. Resultados e Discussão

Nessa seção mostram-se os resultados para as regressões com cada uma das variáveis referentes a restrição orçamentária do governo. Começa-se analisando o resultado primário de cada estado como proporção do PIB:

**Tabela 5 – Regressões para o Resultado Primário em Percentual do PIB**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
resripib	4.92*** (1.28)	1.45 (1.45)	1.06 (1.52)	1.04 (1.53)	0.47 (1.42)	-1.06 (2.04)	0.42 (2.43)
lpop		0.40*** (0.09)	0.39*** (0.09)	0.38*** (0.09)	0.42*** (0.09)	-1.58 (0.99)	-0.12 (0.93)
d1idepol			0.14 (0.15)	0.07 (0.20)	0.11 (0.20)	-0.23 (0.23)	-0.22 (0.23)
d2idepol				-0.13 (0.21)	0.02 (0.19)	-0.39* (0.23)	-0.31 (0.22)
constante	0.86*** (0.09)	-5.35*** (1.41)	-5.32*** (1.41)	-5.13*** (1.48)	-5.06*** (1.52)	22.57 (13.97)	2.41 (13.06)
Efeitos Fixos	Não	não	não	não	ano	estado	estado e ano
<b><i>inflata</i></b>							
resripib	-7.56*** (2.87)	-5.54* (2.90)	-5.61* (2.93)	-5.54* (2.91)	-7.31** (3.65)	-3.64 (2.96)	-4.78 (3.44)
_cons	-0.26** (0.12)	-0.61*** (0.20)	-0.61*** (0.20)	-0.61*** (0.20)	-0.65*** (0.18)	-1.15*** (0.21)	-1.23*** (0.24)
<b>Teste de Vuong</b>							
Zip vs. Poisson	z=5.11 Pr>z=0.000	z=3.39 Pr>z=0.000	z=3.31 Pr>z=0.000	z=3.35 Pr>z=0.000	z=2.7 Pr>z=0.000	z=2.38 Pr>z=0.0087	z=2.19 Pr>z=0.01
Correção do AIC	z=5.03 Pr>z=0.00	z=3.28 Pr>z=0.00	z=3.20 Pr>z=0.00	z=3.23 Pr>z=0.00	z=2.61 Pr>z=0.00	z=2.09 Pr>z=0.01	z=2.27 Pr>z=0.011
Correção do BIC	z=4.85 Pr>z=0.00	z=3.04 Pr>z=0.00	z=2.96 Pr>z=0.00	z=2.98 Pr>z=0.00	z=2.44 Pr>z=0.00	z=1.89 Pr>z=0.03	z=2.05 Pr>z=0.02
N	459	459	459	459	459	459	459

**Fonte:** autor

**Notas:** Erros Padrões Robustos entre Parênteses \* significativo a 10% \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Antes de comentar os resultados deve-se fazer uma consideração sobre os coeficientes estimados. Na parte superior da tabela os coeficientes estimados explicam os fatores que não são sempre zero, em outras palavras, os possíveis determinantes para que houvesse um número de contratos positivos.

A seguir, na seção da tabela em que se encontra o termo *inflata*, o coeficiente estimado da variável *resripib* explica o fato da variável dependente ser sempre zero. Os efeitos são calculados da seguinte forma: uma mudança de uma unidade em qualquer variável independente afeta a variável dependente em  $(\exp(\beta \Delta x) - 1) * 100$ , onde  $\Delta x$  representa a variação de uma unidade na variável dependente de interesse. Conforme indicou-se anteriormente, o teste de Vuong com correção de AIC e BIC confirma que o modelo ZIP é mais adequado que o da Poisson convencional.

Assim, observa-se que a variável de interesse é significativa apenas no modelo (1), em que não há controles, sendo que o aumento de uma unidade no resultado primário sobre o PIB, adicionaria 136 contratos. Pode-se notar que o controle para inflação de zeros também é significativo em todos os modelos onde não se incluiu

efeitos fixos. Novamente no modelo (1) um aumento de uma unidade em *resprpib* reduz em praticamente 100% a possibilidade de não haver contratos. Em um primeiro momento esse resultado pode parecer surpreendente, mas a mudança de uma unidade nessa variável representaria um aumento de 100% o que é algo bastante significativo visto que a média é de 0.017. Caso este aumento seja medido na média, *ceteris paribus*, isso se traduz numa redução da possibilidade de não haver projetos em aproximadamente 12%.

Quando se observa as variáveis que representam a ideologia político-partidária, tem-se no modelo (6) que a *dummy* referente a ideologia de esquerda apresenta um efeito significativo no número de contratos. O fato do partido ser de esquerda reduz em 32.33% o número de contratos. No modelo (4) observa-se que o fato do partido ser de centro reduz em quase uma unidade o número de contratos de concessões.

O próximo passo é avaliar a segunda variável que pode representar a restrição orçamentária do governo, a razão do serviço da dívida sobre o PIB estadual. A tabela 6 sumariza esses resultados:

**Tabela 6 – Regressões para o Serviço da Dívida em Percentual do PIB**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
serdivtotpib	2.61*** (0.71)	1.31** (0.52)	1.12** (0.54)	1.11** (0.54)	0.56 (0.55)	1.74*** (0.39)	1.59*** (0.44)
Lpop		0.32*** (0.08)	0.31*** (0.08)	0.31*** (0.09)	0.37*** (0.09)	-1.46 (0.96)	-0.18 (1.02)
d1idepol			0.14 (0.15)	0.08 (0.20)	0.12 (0.19)	-0.26 (0.23)	-0.23 (0.24)
d2idepol				-0.12 (0.21)	0.03 (0.19)	-0.38* (0.23)	-0.32 (0.21)
_cons	0.83*** (0.09)	-4.19*** (1.35)	-4.09*** (1.36)	-3.93*** (1.43)	-4.21*** (1.47)	20.81 (13.62)	3.33 (14.45)
Efeitos Fixos	Não	Não	não	não	ano	estado	estado e ano
inflation							
serdivtotpib	-14.96** (7.33)	-9.88** (4.17)	-10.04** (4.29)	-9.90** (4.21)	-9.52** (4.29)	-5.94* (3.16)	-5.42* (3.17)
_cons	0.11 (0.20)	-0.24 (0.24)	-0.23 (0.24)	-0.24 (0.23)	-0.32 (0.22)	-0.92*** (0.25)	-1.02*** (0.27)
<b>Teste de Vuong</b>							
Zip vs. Poisson	z=5.24 Pr>z=0.000	z=3.56 Pr>z=0.000	z=3.50 Pr>z=0.000	z=3.54 Pr>z=0.000	z=2.8 Pr>z=0.000	z=2.48 Pr>z=0.006	z=2.25 Pr>z=0.01
Correção do AIC	z=5.15 Pr>z=0.00	z=3.45 Pr>z=0.00	z=3.39 Pr>z=0.00	z=3.42 Pr>z=0.00	z=2.73 Pr>z=0.00	z=2.38 Pr>z=0.008	z=2.15 Pr>z=0.015
Correção do BIC	z=4.97 Pr>z=0.00	z=3.22 Pr>z=0.00	z=3.16 Pr>z=0.00	z=3.18 Pr>z=0.00	z=2.56 Pr>z=0.00	z=2.16 Pr>z=0.01	z=1.95 Pr>z=0.02
N	459	459	459	459	459	459	459

**Fonte:** autor

**Notas:** Erros Padrões Robustos entre Parênteses \* significativo a 10% \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Conforme pode-se observar, a variável referente ao serviço da dívida é estatisticamente significativa em quase todos os modelos, exceto no (5). Os coeficientes são distintos, mas observa-se, no caso do coeficiente estimado no modelo (7) em que há efeitos fixos de ano e de estado que o aumento de uma unidade nessa variável aumenta em aproximadamente 4 projetos. O mesmo, problema de escala ocorre com esse indicador, então é conveniente utilizar o coeficiente estimado nesse modelo e calcular um aumento na média mantendo tudo mais constante. Um aumento na média de 0.04 reflete num acréscimo de 6.35% no número de projetos.

Outro ponto interessante é que a variável de serviço da dívida possui um sinal negativo para explicar o fato de não haver contratos. Fazendo a análise para o modelo (7), o aumento de uma unidade (100%) na variável dependente reduz em quase 100% a possibilidade de não haver projetos. Em outras palavras, se houver um aumento nessa magnitude ter-se-ia pelo menos um projeto.

Avaliando as variáveis que representam a ideologia política, novamente o fato do partido ser de esquerda reduz o número de projetos em 31.6% como se percebe no modelo (6). No modelo (4) o efeito estimado do partido ser de centro reduz em média quase um projeto.

Por fim, a tabela 7 apresenta as regressões para a última variável explicativa de interesse entre a razão das despesas com pessoal com as receitas governamentais.

**Tabela 7 – Regressões para a razão entre as despesas de pessoal e a receita corrente**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
desp_rec	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.02 (0.01)
lpop		0.47*** (0.08)	0.44*** (0.08)	0.43*** (0.09)	0.46*** (0.08)	-1.56 (0.97)	0.01 (0.90)
d1idepol			0.19 (0.14)	0.12 (0.20)	0.13 (0.19)	-0.24 (0.23)	-0.23 (0.23)
d2idepol				-0.14 (0.21)	0.03 (0.20)	-0.38 (0.23)	-0.28 (0.22)
constante	1.07*** (0.16)	-6.34*** (1.37)	-5.90*** (1.35)	-5.69*** (1.45)	-5.30*** (1.32)	22.42 (13.76)	1.38 (12.64)
Efeitos Fixos	não	não	não	não	ano	estado	Estado e ano
<b>Inflate</b>							
desp_rec	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.05*** (0.02)	-0.03 (0.03)	-0.04 (0.03)
constante	2.80*** (0.78)	2.20** (1.00)	2.31** (1.00)	2.28** (1.00)	2.09** (1.02)	0.70 (1.49)	0.71 (1.60)
<b>Teste de Vuong</b>							
Zip vs. Poisson	z=5.53 Pr>z=0.000	z=3.44 Pr>z=0.000	z=3.38 Pr>z=0.000	z=3.40 Pr>z=0.000	z=2.74 Pr>z=0.003	z=2.37 Pr>z=0.008	z=2.23 Pr>z=0.01
Correção do AIC	z=5.46 Pr>z=0.000	z=3.33 Pr>z=0.000	z=3.26 Pr>z=0.000	z=3.29 Pr>z=0.000	z=2.66 Pr>z=0.004	z=2.27 Pr>z=0.01	z=2.13 Pr>z=0.01
Correção do BIC	z=5.31 Pr>z=0.000	z=3.09 Pr>z=0.000	z=3.03 Pr>z=0.000	z=3.04 Pr>z=0.000	z=2.49 Pr>z=0.006	z=2.06 Pr>z=0.02	z=1.93 Pr>z=0.02
N	459	459	459	459	459	459	459

Fonte: autor

**Notas:** Erros Padrões Robustos entre Parênteses \* significativo a 10% \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Pode-se observar que a variável de interesse não apresentou efeito significativo em nenhum dos modelos que explicam o fato desse indicador contribuir para a existência de projetos. Contudo, observa-se que no modelo *inflate*, em que se observa o efeito do controle contribuir para o excesso de zeros, a razão entre a despesa com pessoal sobre a receita corrente mostrou significativa nos modelos (1) a (5). Assim o aumento de uma unidade nessa variável reduz em aproximadamente 5% a possibilidade de não haver projetos.

A análise em relação às variáveis *dummies* de ideologia política é semelhante a dos modelos anteriores. No modelo (4) o fato do partido ser de centro reduz em média quase um projeto de concessão.

Tendo como base os resultados das estimativas, o impacto nas variáveis referentes ao resultado primário e a razão entre as despesas e as receitas de cada estado, reduz a possibilidade da não-ocorrência de contratos. O efeito positivo no resultado primário pode indicar que o governo está trocando gastos públicos por gastos privados, ou alternativamente economizando. Já a relação entre despesas e receitas, pode indicar que um orçamento equilibrado é um fator que pode contribuir para um maior uso de concessões.

Por outro lado, o acréscimo do serviço da dívida mostrou-se complementar a criação de novos projetos de concessões. Tendo em vista a característica desses projetos, sendo eles de longo prazo e com um valor investido de alta magnitude, o estado poderia financiá-los subsidiando taxas de juros para o consórcio privado e/ou aumentando seu endividamento de longo prazo. Essa variável pode representar a folga na restrição orçamentária sugerida por Maskin e Tirole (2008).

Avaliando o efeito das variáveis referentes à ideologia política, os resultados se mostraram semelhantes para os modelos estimados com as diferentes variáveis fiscais. O fato do partido ser de esquerda apresenta um efeito redutor de aproximadamente 35% na chance de haver mais projetos de concessões. Além disso, se o partido é de centro o efeito é quase de um para um, isto é, se o grupo político possui esse viés, durante a sua gestão, em média, haverá um projeto a menos.

Essas estimativas coadunam com os argumentos de Azevedo e Azevedo (2017), ou seja, os partidos com tendências mais à esquerda preferem utilizar os recursos públicos de outra forma que não contratos de concessões e esse efeito ainda é maior para os partidos de centro. Essas preferências na modalidade de gestão podem indicar que o favorecimento de grupos de interesse para esses grupos políticos se dá por outra forma que não por meio de contratos de concessões.

É importante destacar que, de acordo com a amostra, grande parte dos projetos, cerca de 64%, concentra-se em um desvio padrão para mais ou para menos do valor médio de R\$ 1,196,500. Caso se defina que valores abaixo de dois desvios representam projetos de baixo custo e que, simetricamente, acima de dois desvios representam projetos de alto custo, ter-se-ia um montante de 84% de contratos de valor médio ou alto o que poderia refletir uma possível folga na restrição orçamentária do governo. Essa folga poderia indicar que o governo usa concessões como uma forma de baratear os seus custos e poderia utilizar os recursos economizados para outra finalidade, ou no atendimento de propostas condizentes aos grupos de interesses.



## 6. Considerações Finais

O aperto orçamentário de economias emergentes é uma das principais preocupações dos formuladores de políticas públicas para a provisão de serviços em infraestrutura. Sendo o Brasil uma dessas nações, a situação fiscal de praticamente metade de suas unidades federativas em 2017 é preocupante, o que pode explicar a falta de investimentos em setores como os de transporte, saneamento, telecomunicações e energia.

Uma ferramenta interessante para o suprimento desses gargalos de infraestrutura é o uso de contratos na modalidade de concessão. Esses contratos podem permitir que o governo realize projetos de infraestrutura com a colaboração de parceiros privados e assim possibilite o suprimento dessas demandas não atendidas.

Nesse sentido, esse trabalho buscou identificar empiricamente se a restrição orçamentária dos estados brasileiros possuía relação com o número de projetos de infraestrutura em concessões e parcerias público privadas no período de 2000 a 2017. Para realizar tal tarefa utilizou-se estimadores de contagem na estrutura dados em painel. Como a variável dependente, o número de projetos em concessões, possui um grande número de zeros a metodologia mais adequada para o tratamento desse problema foi o da Poisson Inflada de Zeros (ZIP).

Em resumo, os resultados indicam que um aumento no resultado primário sobre o PIB e também na razão entre despesas com pessoal e receita corrente líquida reduz a possibilidade de ausência de contratos o que poderia indicar uma relação de complementariedade entre o equilíbrio fiscal e o uso de contratos de concessões. Por outro lado, a variável que mede a proporção entre o serviço da dívida pública sobre o PIB apresentou um efeito positivo para a criação de novos contratos. Grande parte desses contratos são de longo prazo o que pode ser um indicativo de que o endividamento do estado também pode ser complementar ao uso desse tipo de ferramenta de contratação pública.

A ideologia partidária também se apresentou significativa nas estimativas. Ou seja, o fato do partido ser de esquerda ou de centro, em média, reduziu o número de contratos na modalidade de concessão. Isso sugere que partidos com essa ideologia preferem outras alternativas de gasto público ou são mais resistentes ao uso desses contratos.

Por fim, como uma nova agenda seria interessante averiguar o uso de contratos de concessão com a situação fiscal dos municípios. Outro ponto a ser explorado, seria se a magnitude do valor investido nesses contratos colabora com o crescimento e desenvolvimento municipal e das regiões brasileiras.

## Referências

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. S. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, 2009.

AZEVEDO, D.; AZEVEDO, P. F. Nem muita folga, nem muito aperto: a relação entre restrição fiscal e parcerias público-privadas. In: EnANPAD, 2017, Sao Paulo. Anais do EnANPAD 2017. Rio de Janeiro: ANPAD, 2017. v. 1. p. 1-22.

BUSO, M.; MARTY, F.; PHUONG, T. T. Public-Private Partnerships from budget constraints: Looking for debt hiding? *International Journal of Industrial Organization*, 2017.

DESMARAIS, B. A.; HARDEN, J.J. Testing for zero inflation in count models: vies correction for the Vuong test. *Stata Journal*, v.13, n.4, p810-835, 2013.

ENGEL, E.; FISCHER, R.; GALETOVIC, A. The Basic Public Finance of Public Private Partnerships. *Journal of the European Economic Association*, v. 11, n.1, p.83-111, 2013.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A. A.. *Economia brasileira contemporânea*. Rio de Janeiro, Campus, 2005.

IBÁÑEZ, J. G. *Private Infrastructure in Developing Countries: Lessons from Recent Experience*. The World Bank, Working Paper n. 43, p.1-44, 2008.

IOSSA, E.; SAUSSIÉ, S. Public Private Partnerships In Europe For Building And Managing Public Infrastructures: An Economic Perspective. *Annals of Public and Cooperative Economics*, v. 89, n. 1, p. 25-48, 2018.

LAMBERT, D. Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing. *Tchenometrics*, v.34, n.1, p. 1-14,1992.

MACIEL, A.P.B.; ALARCON, A. O.; GIMENES, E. R. Partidos Políticos e Espectro Ideológico: Parlamentares, Especialistas, Esquerda e Direita no Brasil. *Revista Eletrônica de Ciência Política*, v.8, n.3 2017.

MARTIMONT, D.; POYET, J. To Build or Not to Build: Normative and Positive Theories of, Private-Public Partnerships. *International Journal of Industrial Organization*, v. 26, p.393-411, 2008.

MASKIN, E.; TIROLE, J. Public-Private Partnerships and Government Spending Limits. *International Journal of Industrial Organization*, n.26, p.412-420, 2008.

MORAES, M. S.; REYES, G. T. Os impactos fiscais dos contratos de parceria público-privada: Estudo de caso do ambiente institucional e da prática no brasil. Banco Interamericano de Desenvolvimento, Nota Técnica Nº 12-46, 2017.

NOSE, M. Enforcing Public-Private Partnership Contract: How do Fiscal Institutions Matter? IMF Working Paper, 2017.

OECD. Fostering investment in infrastructure 2015. Disponível em: <<http://www.oecd.org/daf/inv/investment/Fostering-Investment-in-Infrastructure.pdf>>. Acesso em: 10 de jul. 2018.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Boletim de Finanças dos Entes Subnacionais 2016. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/617267/Boletim+entes+6dez17/cffd7d36-5497-42e7-ab45-9ca0d4762d19>>. Acesso em 30 nov. 2018.

THOMSEN, Stephen. Encouraging public-private partnerships in the utilities sector: the role of development assistance. *Investment for African Development: Making it Happen*, p. 25-27, 2005.

VUONG, Quang H. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 307-333, 1989.