



## EXECUÇÃO ORÇAMENTÁRIA E PRESIDENCIALISMO DE COALIZÃO – UMA ABORDAGEM EXPLORATÓRIA

### BUDGET EXECUTION AND COALITIONAL PRESIDENTIALISM – AN EXPLORATORY APPROACH

Fernando Moutinho Ramalho Bittencourt \*

**Resumo:** Este trabalho explora as potencialidades dos dados do orçamento federal para a discussão de hipóteses relevantes da literatura sobre o presidencialismo de coalizão brasileiro. A partir da análise exploratória de dados e do teste estatístico de hipóteses, aborda a proposição teórica de utilização do orçamento como instrumento de barganha do Executivo frente aos parlamentares, identificando padrões de comportamento na execução de emendas orçamentárias e discutindo a consistência desses padrões com as visões predominantes acerca do papel dos Poderes no jogo orçamentário.

**Palavras-chaves:** Presidencialismo de coalizão; Orçamento; Emendas orçamentárias

**Abstract:** This paper explores how data on the Brazilian federal budget may be helpful to discuss relevant hypotheses about the country's coalitional presidentialism. Using exploratory data analysis and statistical testing of hypotheses, it assesses some theoretical propositions regarding the usage of budgeting by the Executive as a bargain tool *vis-à-vis* congressmen, spotting behavioral standards in the disbursement of budgetary earmarks and discussing those patterns' consistency with the prevailing visions on the role of each branch in the budgetary game.

**Keywords:** Coalitional presidentialism; Budgeting; Budgetary earmarks.

#### 1 Introdução – presidencialismo de coalizão e emendas orçamentárias

No contexto brasileiro do "presidencialismo de coalizão" pós-1988, parte significativa da literatura acentua que a governabilidade foi tornada possível por uma série de instrumentos

---

\* Graduado em Ciências Econômicas (UFRJ). Docente de pós-graduação da Fundação Getúlio Vargas (Brasília) e consultor legislativo do Senado Federal. Atua principalmente nas seguintes áreas: orçamento, controle e assessoramento legislativo. É mestrando no Mestrado Profissional em Poder Legislativo da Câmara dos Deputados (fernandomrbbackup@gmail.com).

que permitem ao Presidente da República formar, organizar e manter em torno de si, após a eleição, uma coalizão de apoio no Legislativo que lhe permita avançar a sua agenda de políticas públicas (BITTENCOURT, 2012). Estes instrumentos são de variada natureza. Uma corrente de autores enfatiza a subordinação concreta do Legislativo à agenda presidencial de políticas públicas, que teria origem nas regras institucionais, decorrentes tanto da Constituição quanto das normas infraconstitucionais - em particular os regimentos internos das Casas Legislativas (LIMONGI; FIGUEIREDO, 1998; MONTERO, 2009; PALERMO, 2000; SANTOS, 1997; SHUGART; CAREY, 1992.). Outra vertente observa que o poder de agenda não é absoluto e que é necessário negociar coalizões, por meio de um complexo jogo de transações entre o Executivo e os parlamentares, trocando o apoio parlamentar por uma série de concessões aos legisladores, individual e coletivamente.

Inclui-se nessa negociação a possibilidade de coparticipação de seus aliados nos cargos de responsabilidade política (AMORIM NETO, 2000; AMORIM NETO, 2006; PEREIRA; POWER; RAILE, 2011)<sup>1</sup>. Mas a forma canônica de transação entre Executivo e parlamentares, na tradição distributivista (ARNOLD, 1991, *apud* FIGUEIREDO; LIMONGI, 1999; MAYHEW, 1974, *apud* SAMUELS, 2000; AVELAR; CINTRA, 2007; LEMOS; RICCI, 2011; LLANOS, 2007), é a distribuição de bens *pork* na forma de rubricas de despesa orçamentária que direcionam os recursos públicos para obras e serviços natureza local, que possam ser identificados pelo eleitor como uma "benesse" do parlamentar individual: em síntese, as emendas parlamentares ao orçamento (AMES 1995; CAREY; SHUGART, 1995; MAINWARING, 1999; BITTENCOURT, 2008; AMES; PEREIRA; RENNÓ, 2011; PEREIRA; MUELLER, 2002; PEREIRA; MUELLER, 2003; BEZERRA, 1999).<sup>2</sup>

Dentro deste quadro teórico, portanto, torna-se relevante investigar empiricamente a proposição e gestão das emendas ao orçamento. Do ponto de vista metodológico, os estudos de natureza orçamentária mostram-se promissores em função da grande quantidade de informação quantitativa hoje facilmente disponível para o orçamento federal, tanto em *panel* quanto em séries temporais, permitindo o aprofundamento de análises com base estatística solvente.

O objetivo deste trabalho é explorar as possibilidades de um tratamento estatístico simples dos dados orçamentários para avançar a discussão da dinâmica do funcionamento do presidencialismo brasileiro. Nesse sentido, apresenta-se uma análise exploratória de dados sobre a execução das despesas orçamentárias federais, seguida do teste de algumas hipóteses simples extraídas da linha central de argumentação acima delineada no que se refere à utilização do

---

<sup>1</sup> Junto a esses autores "clássicos" que estudam a patronagem a partir da divisão dos postos de nível ministerial (*cabinet posts*) entre os partidos – a qual está diretamente associada à capacidade de influir na formulação de políticas (PRAÇA; FREITAS; HOEPERS, 2011, p.6), têm surgido trabalhos posteriores que examinam não só os cargos no gabinete, mas também a repartição das centenas ou milhares de cargos preenchidos por livre nomeação em todos os escalões (AMES; PEREIRA; RENNÓ, 2011, P. 241; POWER; TAYLOR, 2011A, P. 264; PRAÇA; FREITAS; HOEPERS, 2011; PRAÇA; FREITAS; HOEPERS, 2011A)

<sup>2</sup> Também, com menos ênfase, fala-se da proposição de matérias legislativas de natureza particularista como

orçamento como instrumento da relação política entre o Poder Executivo e os membros do Congresso Nacional.

## **2 Conteúdo informacional do grau de execução das emendas**

Uma das medidas de avaliação das despesas orçamentárias é o grau de execução das mesmas, ou seja, em que medida a autorização de despesa constante do orçamento é efetivamente materializada como despesa pública. Isto porque, tendo em vista a atual prática orçamentária brasileira, mesmo que uma determinada despesa esteja prevista no orçamento, ela somente se realizará caso o Executivo adote todas as providências relativas à realização do gasto, inclusive a deliberação de gastar ou não, deliberação esta que se encontra, na prática, dependente de posição discricionária do Poder Executivo. Não se trata aqui de afirmar a validade jurídica dessa discricionabilidade absoluta do Executivo na realização ou não da despesa autorizada (a qual, desde logo, refutamos), mas simplesmente de tomar como premissa empírica que essa vem sendo a prática ininterrupta observada e tolerada por todos os Poderes (para uma discussão em profundidade da inconstitucionalidade desta prática “autorizativa” do Orçamento, cf. TAQUES, 2013).

Assim, a prática do Executivo em relação às emendas refletirá potencialmente a posição que assume ante os legisladores. Mais precisamente, as emendas introduzidas pelo Congresso Nacional ao orçamento indicam despesas que são do interesse declarado dos parlamentares e que não foram contempladas no rol de despesas propostas pelo Executivo no projeto. Em função dessa diferença, as despesas constantes do orçamento podem ser classificadas para os fins analíticos deste trabalho em três categorias:

a) Emendas puras- aquelas despesas criadas pelo Congresso, por meio de emendas, cujo objeto não existia na proposta enviada pelo Presidente da República (despesas presumivelmente de interesse exclusivo dos parlamentares);

b) Emendas de acréscimo - aquelas programações que já existiam na proposta do Executivo, mas que receberam mais dinheiro por força de emendas (ou seja, aquelas despesas já de interesse do Executivo nas quais o Congresso manifesta também ter interesse a ponto de aumentar-lhes os recursos); e

c) Programação sem emendas - programação recebida do Executivo para a qual o Congresso manifesta indiferença ou desinteresse (por meio da simples manutenção ou da redução do valor autorizado para a despesa, em relação ao valor proposto pelo Executivo).

Caso a execução das emendas seja de fato uma ferramenta de barganha do Executivo em troca de apoio, caberá então a hipótese de que o tratamento dado a cada uma dessas categorias seja distinto. Neste sentido, a hipótese consistente com a teoria de que as emendas são trocadas por apoio legislativo é a de que o Executivo executa as despesas de interesse dos

---

instrumento de natureza similar (AMORIM NETO; SANTOS, 2002).

parlamentares em menor proporção do que as de seu próprio interesse (porque o faz de forma condicional, apenas em troca de apoios em outras posições dentro da agenda da coalizão). Assim, o grau de execução das emendas puras seria, nessa hipótese, menor que o da programação sem emendas (os dois casos mais extremos). Quanto às emendas de acréscimo, teriam um grau de execução intermediário, por concorrerem nelas duas motivações distintas de sentido contrário. Estas são as hipóteses testadas neste trabalho.

### 3 Metodologia e organização dos dados

O levantamento empírico foi realizado com os dados do orçamento federal de 2013, por tratar-se de um ano não eleitoral (sem sofrer, portanto, as excepcionalidades aplicáveis à despesa pública por força da lei eleitoral) e que não representa o primeiro ano de uma legislatura (portanto, quando os dois lados já adquiriram prática e familiaridade recíproca para o jogo). Os dados foram extraídos do sistema SIGA Brasil<sup>3</sup>, abrangendo as despesas federais com obras e equipamentos, não consideradas obrigatórias por lei e não incluídas pelo Executivo na relação de empreendimentos do PAC<sup>4</sup>. Por essa seleção prévia, restringe-se a análise àquelas despesas mais tipicamente discricionárias, com o fim de minimizar a influência nos resultados de outros fatores que possam afetar a priorização de uma determinada despesa, como eventuais obrigações legais. Após a descarga do sistema SIGA Brasil em planilha Excel, os dados foram tratados no ambiente R para fins de análise estatística<sup>5</sup>.

A variável estudada é o grau de execução de cada despesa individualizada no

<sup>3</sup> Sistema SIGA Brasil, Universo Despesa Execução 2013.

<sup>4</sup> Aplicando os seguintes filtros de seleção no Universo: GND-4; Indicadores de Resultado Primário "Resultado Lei = 2" e "Resultado EOF = 2".

<sup>5</sup> Após a descarga da planilha Excel e sua exportação para um arquivo CSV e a montagem de um *data frame* do R. Os arquivos de dados e os scripts utilizados encontram-se à disposição para eventuais consultas junto ao autor. Como filtros prévios, foram excluídos os valores de despesa que apresentavam valor zero na lei orçamentária aprovada (e que, portanto, não foram autorizados pelo Congresso) ou cujo valor autorizado foi reduzido a zero posteriormente (ou seja, que tiveram seu cancelamento formalmente autorizado pelo Legislativo, ainda que durante o exercício). Estes casos não seriam pertinentes para a análise ora empreendida, pois foram despesas sobre as quais o Congresso formalmente manifestou seu desinteresse, autorizando o cancelamento. Para a montagem do arquivo final, acrescentou-se o dado essencial do “Grau de Execução”, criando-se uma nova coluna com a divisão do campo “Despesa Executada” pelo campo “Valor Autorizado” (O divisor, portanto, inclui o valor dos créditos adicionais, o que é relevante na medida em que se trata igualmente de manifestação do Congresso sobre o mérito da respectiva despesa, ainda que posteriormente à aprovação da Lei Orçamentária). Em seguida, foram eliminadas as linhas com graus de execução inferiores a zero e superiores a 1. Isto é o mais próximo possível, conceitualmente, à exclusão de *outliers*, uma vez que a ocorrência destes valores não tem sentido lógico na estrutura de dados e representaria, provavelmente, erros de sistema (não houve, na base examinada, valores inferiores a zero; foram excluídos valores superiores a um, que podem representar tanto registros inconsistentes no sistema de origem quanto a eventual ocorrência da reabertura de saldos de créditos especiais e extraordinários aprovados no último trimestre do ano (art. 167, § 2º, da CF/88). Diante da possibilidade de que representem erros, porém, e da pequena materialidade do total detectado, optou-se por excluir essas unidades observacionais da análise. Em seguida, o *data frame* global foi dividido em três tabelas diferentes, conforme contivessem:

- a) as “emendas puras”: Valor PL (Valor do Projeto de Lei Orçamentária enviado pelo Executivo) = 0 e Dotação Inicial (Valor na Lei Orçamentária Aprovada) > 0, ou seja, uma funcional criada pelo Legislativo – 3117 funcionais no total;
- b) as “emendas de acréscimo”: Valor PL <> 0 e Dotação Inicial > Valor PL, ou seja, uma funcional aumentada pelo Legislativo – 171 funcionais no total;
- c) a “programação sem emendas”: Valor PL <> 0 e Dotação Inicial <= Valor PL, ou seja, uma funcional trazida

orçamento<sup>6</sup>, obtido pela divisão do valor da despesa efetivamente executada<sup>7</sup> pelo Poder Executivo pelo valor autorizado para aquele objeto pelo Congresso Nacional<sup>8</sup>. Naturalmente, o Grau de Execução variará entre 0 (execução nula - nenhuma parcela da despesa autorizada teve cumpridas pelo Executivo quaisquer das etapas administrativas que permitiriam a sua execução no exercício ou em exercícios subsequentes) e 1 (execução total - a totalidade da despesa foi objeto de pelo menos uma das etapas que permitiriam a sua execução). Esta variável é observada comparativamente em três conjuntos diferentes: o que contém as emendas puras (objeto de despesa criado pelo Legislativo), as emendas de acréscimo (objeto de despesa cujo valor foi aumentado pelo Legislativo) e a programação sem emendas (despesa ignorada ou reduzida pelo Legislativo), incluindo respectivamente 3117, 171 e 986 programações cada um.

#### 4 Análise exploratória do grau de execução entre as diferentes categorias de emendas

Em primeiro lugar, não é de surpreender o número absoluto de observações de cada um: ainda que o número de programações vindas do executivo no PLOA seja muito maior, grande parte delas será de despesas obrigatórias, ou de custeio, ou mesmo despesas marcadas como pertencentes ao PAC. Para o subconjunto de despesas que selecionamos, pelo seu caráter de discricionariedade e (na visão do Executivo) baixa prioridade em relação às do PAC, o número de itens criados pelo Legislativo tende realmente a ser maior do que os remanescentes da proposta do Executivo.

As principais estatísticas descritivas dos subconjuntos parecem confirmar as hipóteses iniciais. Com efeito, a execução das emendas de acréscimo e da programação sem emendas é, na média, quase o dobro das emendas puras, e a variação destas é inusualmente alta (o desvio-padrão é maior que a média), mostrando um tratamento muito menos uniforme que o das demais.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas para as categorias de despesa

<b>Categoria</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>Coefficiente de Variação</b>
Emendas puras	0.3785118	0.4544601	1.20065
Emendas de acréscimo	0.6414193	0.3361274	0.524037
Programação sem emendas	0.6115235	0.3964932	0.6483697

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

pelo Executivo, mas ignorada - ou reduzida - pelo Legislativo – 986 funcionais no total.

<sup>6</sup> A individualização considerada é a “Funcional” até o nível de subtítulo, que representa o máximo grau de detalhamento possível da discriminação do objeto de uma despesa no orçamento federal.

<sup>7</sup> Este conceito, no repositório do sistema SIGA Brasil, inclui a despesa liquidada e a despesa inscrita em Restos a Pagar, o que é compatível com o conceito de que qualquer medida efetivamente adotada pelo Poder Executivo tendente à execução da despesa é relevante para a análise realizada, ainda que não tenha havido a conclusão formal do processo de execução mediante a liquidação ou o pagamento.

<sup>8</sup> Esse divisor adiciona ao valor da lei orçamentária o valor dos créditos adicionais, na medida em estes representam igualmente manifestação do Congresso sobre o mérito da respectiva despesa, ainda que posteriormente à aprovação da Lei Orçamentária.

O histograma das emendas reforça esta impressão. As emendas puras têm sua execução concentrada nos dois extremos (a maioria absoluta inferior a 10%, e uma parcela minoritária superior a 90%), com praticamente nenhuma ocorrência de um grau de execução intermediário, indicando a possibilidade de um manejo *ad hoc* (ou seja, executar ou não executar segundo critérios discricionários vinculados à relação política do Executivo com o parlamentar).



Figura 1 – Histograma da categoria Emendas puras  
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

As emendas de acréscimo têm uma distribuição relativamente equilibrada do grau de execução entre os demais grupos (exceto o superior a 90%, com clara predominância). Ou seja, verifica-se maior parcela com execução alta (compatível com um interesse maior do Executivo em realizar esse gasto), e uma distribuição mais homogênea dos diferentes graus.

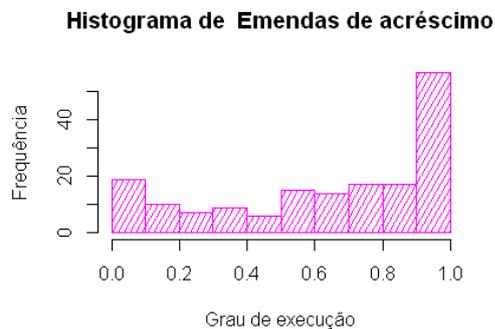


Figura 2 – Histograma da categoria emendas de acréscimo  
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

Já a programação sem emendas tem um perfil mais próximo ao das emendas de acréscimo (valores intermediários mais importantes em relação aos extremos, valores superiores a 90% mais frequentes que os inferiores a 10%), sendo pouco perceptível, visualmente, uma diferença entre ambos os grupos.



Figura 3 – Histograma da categoria programação sem emendas  
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

O exame dos três grupos sugere existir uma concentração nos extremos (muito mais pronunciada para as novas despesas criadas pelo Congresso), com curvas de frequência em forma de “U” (o que questiona desde logo a própria hipótese de normalidade dos dados), bem como uma diferença significativa entre as programações trazidas pelo Executivo e aquelas abertas pelo Congresso.

A característica de concentração extrema do primeiro conjunto é confirmada pelo *box-plot*, que praticamente não permite distinguir a distribuição, por tão concentrada nos extremos. De fato, o extremo inferior, o primeiro quartil e a mediana são iguais a zero, enquanto o terceiro quartil é 0,9948 para um extremo superior de 1,0<sup>9</sup>. Já o *box-plot* dos demais é mais visível, deixando claro que, conquanto concentradas nos extremos, têm distribuição mais alongada entre os extremos. As medianas são próximas (e um superiores à média, ambas entre 70% e 80%), mas a programação sem emendas tem uma maior parcela de suas unidades com graus menores de execução.

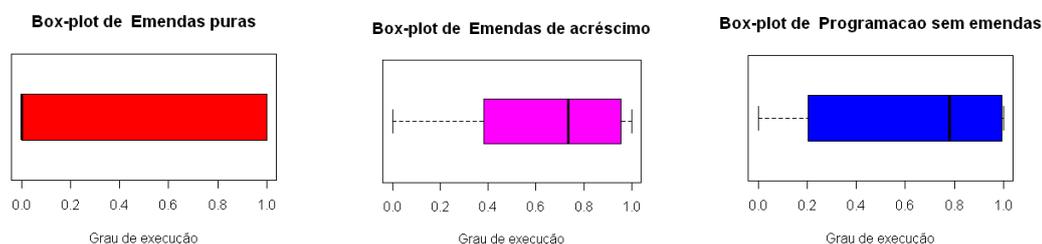


Figura 4 – *Box-plot* das três categorias em mesma escala  
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

## 5 Formulação e teste das hipóteses

As hipóteses a testar, já antecipadas na seção introdutória, são alinhadas à premissa teórica de que, sendo a execução do orçamento de interesse dos parlamentares uma ferramenta de barganha, interessa mais ao Executivo gastar com as suas programações do que aquelas criadas pelo Legislativo. Assim:

<sup>9</sup> Dados da função “boxplot.stats”:  
 > boxplot.stats(emendas.puras\$grau.execucao, coef = 0)  
 \$stats

- 1) O grau de execução das emendas puras (despesas de interesse exclusivamente parlamentar) deve ser menor do que o da programação sem emendas (interesse exclusivamente do Executivo);

$$\begin{array}{ll}
 H_0: & \text{emendas.puras\$grau.de.execução} < \\
 & \text{programação.sem.emendas\$grau.de.execução} \\
 H_1: & \text{emendas.puras\$grau.de.execução} \geq \\
 & \text{programação.sem.emendas\$grau.de.execução}
 \end{array}$$

- 2) O grau de Execução das emendas puras deve ser maior do que as das emendas de acréscimo (que agrupam parcelas de interesse dos dois Poderes);

$$\begin{array}{ll}
 H_0: & \text{emendas.puras\$grau.de.execução} < \\
 & \text{emendas.de.acrescimo\$grau.de.execução} \\
 H_1: & \text{emendas.puras\$grau.de.execução} > \\
 & \text{emendas.de.acrescimo\$grau.de.execução} =
 \end{array}$$

- 3) O grau de Execução das emendas de acréscimo (que agrupa parcelas de interesse dos dois Poderes) deve ser menor do que as da programação sem emendas;

$$\begin{array}{ll}
 H_0: & \text{emendas.de.acrescimo\$grau.de.execução} < \\
 & \text{programação.sem.emendas\$grau.de.execução} \\
 H_1: & \text{emendas.de.acrescimo\$grau.de.execução} > \\
 & \text{programação.sem.emendas\$grau.de.execução} =
 \end{array}$$

Para o teste empírico, a análise gráfica já sugere um desafio do ponto de vista estatístico: a distribuição de frequência dos três conjuntos possivelmente não representa uma distribuição normal. De fato, os testes estatísticos de normalidade<sup>10</sup> indicam claramente não se tratar de uma normal:

Tabela 2 – Testes de normalidade para as três categorias de despesa

Categoria	Teste de normalidade Shapiro-Wilk		Teste de Kolmogorov-Smirnov com uma amostra	
	Estatística W	p-value	Estatística D	p-value
Emendas puras	0.6882	< 2.2e-16	0.3474	< 2.2e-16
Emendas de acréscimo	0.8739	= 8.402e-11	0.143	= 0.00183
Programação sem emendas	0.8085	< 2.2e-16	0.2217	< 2.2e-16

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

Para os testes Shapiro-Wilk, todos os *p-values* são muito inferiores a 0,05, ou seja, há fundamento para rejeição da hipótese nula do teste (a de que a amostra examinada provém de uma distribuição normal)<sup>11</sup>. Os testes Kolmogorov-Smirnov aplicados a cada um dos três

[1] 0.00000 0.00000 0.00000 0.99948 1.00000

<sup>10</sup> Teste Shapiro-Wilk (função R: “*shapiro.test*”) e Teste Kolmogorov-Smirnov com uma amostra e hipótese alternativa bilateral (função R “*ks.test*”)

<sup>11</sup> “The Kolmogorov–Smirnov test and Shapiro–Wilk test do just this: they compare the scores in the sample to a normally distributed set of scores with the same mean and standard deviation. If the test is non-significant ( $p > .05$ ) it tells us that the distribution of the sample is not significantly different from a normal distribution (i.e. it is probably

conjuntos de dados normalizados, comparados com uma normal (0,1), oferecem um *p-value* igualmente inferior ao limiar de 0,05, rejeitando a hipótese nula de igualdade entre a distribuição de cada grupo e uma normal<sup>12</sup>.

As mesmas conclusões derivam-se do gráfico Q-Q Plot: as linhas dos dados dos três conjuntos afastam-se significativamente do traçado esperado para uma distribuição normal de mesma média e desvio-padrão, especialmente nos valores extremos.

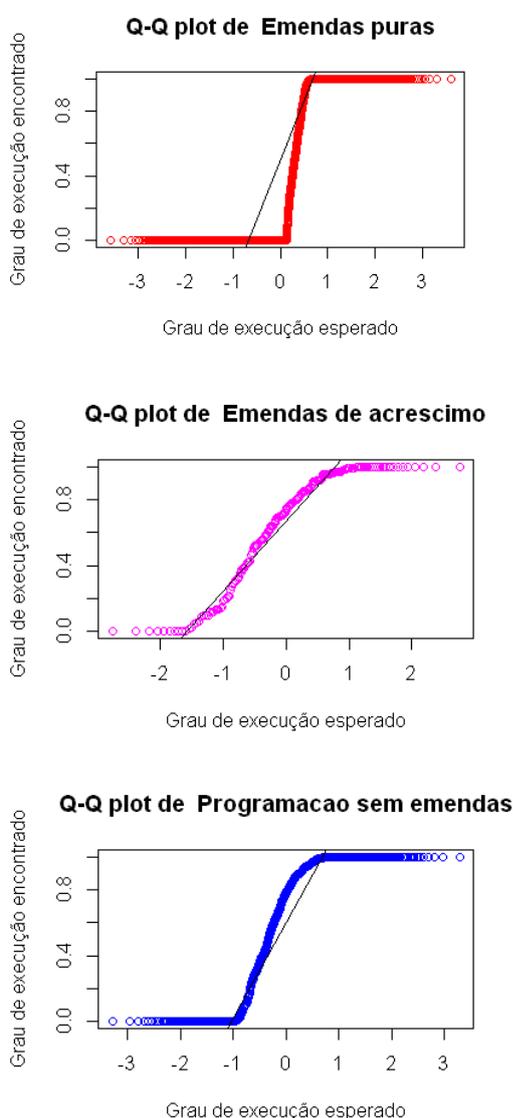


Figura 5 – *Q-Q plot* das três categorias de despesa  
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

Não obstante a virtual impossibilidade de considerar os três conjuntos de dados como normalmente distribuídos de per si, a aplicação de teste de comparação de médias (“teste t”)

normal). If, however, the test is significant ( $p < .05$ ) then the distribution in question is significantly different from a normal distribution (i.e. it is non-normal)”. (FIELD, 2009, p. 144)

<sup>12</sup> “Alternatively, y can be a character string naming a continuous (cumulative) distribution function, or such a function. In this case, a one-sample test is carried out of the null that the distribution function -which generated x is distribution y with parameters specified by”. (R CORE TEAM, 2014a, p. 1332).

ainda tem sentido estatístico. Pelo Teorema do Limite Central, para qualquer distribuição da população, a distribuição amostral das médias das amostras extraídas dessa população pode ser aproximada pela distribuição normal, à medida que o tamanho da amostra se torna maior<sup>13</sup>. Portanto, se tomarmos os dados de 2013 como uma amostra dos possíveis comportamentos do Executivo com relação aos diferentes tipos de intervenção do Congresso na formação da lei orçamentária, temos uma distribuição teórica da probabilidade desse comportamento (sintetizado pela média do grau de execução) com características de normalidade, permitindo inferir a partir daí uma eventual diferença estatisticamente significativa entre essas distintas condições orçamentárias. O “teste-t” depende apenas dessa premissa (e não da distribuição normal da população ou da amostra respectiva)<sup>14</sup>, e portanto pode ser aplicado no caso que estudamos.

Mais especificamente, o “teste t” dirá se a probabilidade da diferença entre as médias dos pares de conjuntos de dados escolhidos ser negativa (medida pela estatística “t”) é superior àquela que seria esperada para a obtenção puramente ocasional ou fortuita dessa diferença em alguma amostra<sup>15</sup>. Pela natureza da formulação teórica subjacente, fazemos as hipóteses unicaudais ou unidirecionais (pois temos a direção da diferença esperada na hipótese), e evidentemente trata-se de um teste não-pareado ou independente, pois refere-se a grupos diferentes de observações (e não à aplicação da mesma condição aos mesmos sujeitos em momentos diferentes no tempo).

O “teste t” exige, ainda, uma avaliação prévia da variância das amostras comparadas, ou seja, se são iguais ou não (MERCADO; MACÍAS; BERNARDI, 2009), caso contrário uma aproximação numérica precisará ser feita ao teste<sup>16</sup>. Uma primeira impressão baseada na análise exploratória sugere que efetivamente não sejam consideradas iguais. Porém, é conveniente reforçar esta impressão com o teste F aplicado aos pares de conjuntos a serem comparados (ANDERSON; SWEENEY; WILLIAMS, 2001). Com efeito, os resultados do teste F indicam uma probabilidade mínima de igualdade de variância (razão entre variâncias = 1) ser encontrada

<sup>13</sup> Anderson, Sweeney, Williams, 2002, p. 263; Schwartz; Marciano, 2014, p55. Este tamanho da amostra para o qual se aplica a convergência à normalidade não tem uma definição única, mas uma “*rule of thumb*” baseada em estudos empíricos garante que amostras com tamanho de 30 elementos ou mais já atendem a esta condição (KACHIGAN, 1982, p. 111). O tamanho dos conjuntos de dados aqui analisados, evidentemente, supera qualquer limiar que se deseje para o cumprimento dessa condição.

<sup>14</sup> *Both the independent t-test and the dependent t-test are parametric tests based on the normal distribution [...]. Therefore, they assume:*

- *The sampling distribution is normally distributed. In the dependent t-test this means that the sampling distribution of the differences between scores should be normal, not the scores themselves (see section 9.4.3).*
- *Data are measured at least at the interval level.* (Field, 2009, p. 326)

<sup>15</sup> *As with the dependent t-test we can compare the obtained value of t against the maximum value we would expect to get by chance alone in a t-distribution with the same degrees of freedom (these values can be found in the Appendix); if the value we obtain exceeds this critical value we can be confident that this reflects an effect of our independent variable* (R CORE TEAM, 2014A, p. 336).

<sup>16</sup> *var.equal* : *a logical variable indicating whether to treat the two variances as being equal. If TRUE then the pooled variance is used to estimate the variance otherwise the Welch (or Satterthwaite) approximation to the degrees of freedom is used.* (R CORE TEAM, 2014A, p. 1563). Daí a razão para a utilização do teste “Welch t” pelo R em lugar do teste clássico. No mesmo sentido, <<http://www.utdallas.edu/~ammann/stat6V99/node2.html>>.

por acaso, estando esta igualdade fora do intervalo de confiança. Nessas condições, justifica-se o conservadorismo de realizar o teste indicando que as variâncias dos conjuntos testados não são iguais.

Tabela 3 – Teste F<sup>17</sup> de comparação das variâncias das três categorias de despesa

Pares de Categorias comparadas	Estatística F	Num. Graus de Liberdade	p-value	Teste F para comparar duas variâncias		
				Intervalo de confiança (95 %) para a relação entre as variâncias das categorias comparadas		
				Limite inferior	Média	Limite Superior
Emendas puras vs. Emendas de acréscimo	1.828	3116	8.327e-07	1.452748	1.828031	2.250833
Emendas puras vs. Programação sem emendas	1.3138	3116	2.716e-07	1.185523	1.313772	1.451960
Emendas de acréscimo vs. Programação sem emendas	0.7187	985	0.007466	0.5759992	0.7186812	0.9139232

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

Feitas essas ressalvas, podemos então realizar o “teste t” independente/não-pareado para cada par de categorias de despesas, unicaudal, com variâncias desiguais, tendo por hipótese nula ( $H_0$ ) que a média de uma das categorias é menor do que a outra, na direção já indicada<sup>18</sup>.

Os resultados apontam que, para alguns dos pares, não é possível rejeitar a hipótese nula.

Tabela 4 – Teste T (Welch)<sup>19</sup> de comparação das três categorias de despesa duas a duas

Pares de Categorias comparadas (“X” VS.. “Y”)	Estatística t	Num. Graus de Liberdade	p-value	Teste T (Welch) para comparar duas amostras		
				Intervalo de confiança (95 %) unicaudal para a diferença entre as médias das categorias comparadas		
				Limite inferior	Média estimada de “X”	Média estimada de “Y”
Emendas puras vs. Emendas de acréscimo	-9.7509	205.694	< 2.2e-16	-0.2183577	0.3785118	0.6414193
Emendas puras vs. Programação sem emendas	-15.51	1871.64	< 2.2e-16	-0.2082883	0.3785118	0.6115235
Emendas de acréscimo vs. Programação sem emendas	1.0439	259.34	= 0.8513	0.07717047	0.6414193	0.6115235

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

No primeiro teste (se emendas puras têm grau de execução menor que emendas de

<sup>17</sup> Função R “var.test”, testando a hipótese nula de que a relação entre a variância das duas amostras testadas é igual a um (ou seja, as variâncias são iguais), em teste bicaudal.

<sup>18</sup> Como já visto, a expectativa de que a média do grau de execução das emendas puras seja menor que a das emendas de acréscimo e que a da programação sem emendas, e a das emendas de acréscimo seja também menor que a da programação sem emendas.

<sup>19</sup> Função R “t.test”, incluindo nos parâmetros as opções: “alternative = c(“less”)”, “paired = FALSE”, “var.equal = FALSE”, “conf.level = 0.95”

acrécimo), temos que o *t-value* é negativo e bastante alto, indicando uma diferença negativa entre a média dos dois grupos, bastante grande em relação ao erro padrão. O *p-value*, como seria de se esperar, é bastante inferior ao nível de confiança de 0,05, indicando muito pequena probabilidade de que os valores comparados sejam obtidos caso a hipótese nula seja verdadeira (ou seja, se os dois grupos têm a mesma média, a possibilidade de uma diferença de médias ser extraída de ambos teria esta mínima probabilidade). O intervalo de confiança para a diferença entre as médias tem por limite<sup>20</sup> um número negativo, indicando que se espera que em 95% dos casos essa diferença seja realmente negativa. Assim, há fundamento para rejeitar a hipótese nula, ou seja, a hipótese de que as médias são iguais (corroborando provisoriamente, para uso em futuros testes mais precisos, a hipótese alternativa de que as emendas puras têm grau de execução menor que o das emendas de acréscimo).

No segundo teste (se emendas puras têm grau de execução menor que a programação sem emendas), o *t-value* também é negativo e ainda mais alto (diferença entre as médias negativa e alta frente ao erro padrão). De igual modo, o *p-value* sequer se aproxima do nível de confiança de 0,05 (baixa probabilidade de obtenção, sob a hipótese nula, dos valores examinados). O intervalo de confiança para a diferença entre as médias tem um limite negativo ainda menor (expectativa de que em 95 % dos casos a diferença seja negativa). Aqui também, portanto, há fundamento para rejeitar a hipótese nula (da mesma forma, corroborando provisoriamente a hipótese alternativa de que as emendas puras têm grau de execução menor que o da programação sem emendas).

O terceiro teste (se emendas de acréscimo têm grau de execução menor que a programação sem emendas) é consistente com a suposição teórica de que existem interesses contrapostos: a direção da resposta não é conclusiva. O *t-value* (1,04) é positivo e pequeno, o *p-value* de 0,85 supera bastante o nível de confiança de 0,05 (indicando que a possibilidade de obtenção dos resultados é muito alta mesmo se vigente a hipótese nula). O intervalo de confiança para a diferença entre as médias tem um limite positivo, indicando que uma faixa significativa de valores não-negativos (de 0 a 0,7) tem probabilidade de surgir em 95% dos casos). Destarte, neste ponto o teste falha em rejeitar a hipótese nula, não sendo possível descartar dentro do grau de segurança escolhido de 95 % a possibilidade de que a execução das emendas de acréscimo seja igual ou maior que a programação sem emendas.

Em função desse resultado, estendemos o teste para verificar agora a hipótese de igualdade entre as médias (ou seja, de que o tratamento pelo Executivo das programações preexistentes com valor aumentado pelo Congresso seja igual ao daquelas que o Legislativo ignorou ou mesmo reduziu). As hipóteses nula e alternativa ficam então assim enunciadas:

---

<sup>20</sup> Limite único, no caso, pelo fato do teste ser unicaudal.

$$\begin{aligned}
 H_0: & \quad \text{emendas.de.acrécimo}\$grau.de.execução = \text{programação.sem.emendas}\$grau.de.execução \\
 H_1: & \quad \text{emendas.de.acrécimo}\$grau.de.execução \neq \text{programação.sem.emendas}\$grau.de.execução
 \end{aligned}$$

O novo teste tampouco nos autoriza a rejeitar a hipótese nula: mantido naturalmente o valor de t em relação ao teste anterior, temos um *p-value* ainda superior ao nível de confiança (probabilidade da ocorrência sob hipótese nula), e um intervalo de confiança que inclui o valor zero (igualdade entre as médias). Portanto, tampouco a suposição de igualdade entre as médias pode ser rejeitada, persistindo a sua plausibilidade para desenvolvimentos posteriores da teoria.

Tabela 5 – Teste T (Welch)<sup>21</sup> de comparação Emendas de acréscimo vs. Programação sem emendas

Pares de Categorias comparadas (“X” VS.. “Y”)	Estatística t	Num. Graus de Liberdade	Teste T (Welch) para comparar duas amostras				
			<i>p-value</i>	Intervalo de confiança (95 %) unicaudal para a diferença entre as médias das categorias comparadas		Média estimada de “X”	Média estimada de “Y”
				Limite inferior	Limite Superior		
Emendas de acréscimo vs. Programação sem emendas	1.0439	259.34	= 0.2975	-0.02649730	0.08628899	0.6414193	0.6115235

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

Estes resultados podem ser visualizados com o gráfico abaixo (FIELD, 2009), no qual são plotados os intervalos de confiança da média segundo a distribuição *t*<sup>22</sup>.



Figura 6 – Gráfico de intervalos de confiança das três categorias em mesma escala  
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema SIGA Brasil

Fica claro no gráfico o sentido dos testes: dentro do nível de confiança desejado, a média para emendas puras ficará, em 95% das ocorrências, dentro dos limites do intervalo à esquerda, não se superpondo às médias dos outros dois. Já entre os intervalos de emendas de acréscimo e programação sem emendas, há superposição dos intervalos, indicando que a faixa

<sup>21</sup> Função R “*t.test*”, incluindo nos parâmetros as opções: “alternative = c(“two-sided”)”, “paired = FALSE”, “var.equal = FALSE”, “conf.level = 0.95”

<sup>22</sup> Para as emendas puras, a construção do intervalo foi feita aqui segundo um teste bicaudal, para consistência na apresentação junto com as demais (embora o teste de hipótese tenha sido mais rigoroso, unicaudal).

de valores esperados para ocorrência das médias dos dois grupos em 95% dos casos inclui um intervalo em que podem coincidir.

## 6 A modo de conclusão

O exame procedido no subconjunto de despesas selecionado do orçamento federal de 2013 sugere, portanto, a corroboração provisória da hipótese do tratamento diferenciado por parte do Executivo em relação às despesas introduzidas no orçamento pelo Congresso, ou seja, de que o Executivo, nas circunstâncias mais amplas possíveis de discricionariedade<sup>23</sup>, executa uma proporção menor das despesas criadas por emenda parlamentar do que daquelas despesas que já constavam no projeto de lei orçamentária que submeteu ao Congresso<sup>24</sup>.

Essa constatação é compatível com a abordagem teórica de que a execução das emendas parlamentares (despesas de interesse dos legisladores contidas no orçamento) é utilizada como instrumento de barganha: ficando demonstrada a sua aplicação segundo critérios diferentes dos das demais despesas, permanece de pé a possibilidade de que o fator discriminante dessa diferença seja exatamente o resultado da barganha política por apoio entre os legisladores. De um ponto de vista institucional, isso coloca igualmente a constatação de que, para além da eventual obrigatoriedade de certas despesas proveniente de outras leis materiais, o orçamento contém despesas “de primeira classe” e “de segunda classe” em relação à sua aplicação, sendo essa classificação determinada por critérios que não são os constantes no ordenamento jurídico, mas sim provenientes de discricionariedade administrativa ou política - o que a nosso ver contradiz os princípios constitucionais de legalidade, impessoalidade e independência dos Poderes<sup>25</sup>.

Quanto a uma eventual diferença entre o tratamento dado pelo Executivo às modificações pelo Congresso do valor das despesas que já constavam da proposta, frente àquelas que permaneceram inalteradas, os testes não são conclusivos, não sendo possível rejeitar que seja o mesmo. Assim, a afirmação sobre uma eventual alteração de tratamento em função da simples alteração pelo Congresso desses montantes necessitaria de uma análise mais fina dos dados. Do ponto de vista teórico, essa diferenciação entre os dois resultados não é implausível: uma despesa inteiramente criada pelo Congresso é uma preferência revelada exclusivamente pelo legislador, enquanto que uma programação já proposta pelo Executivo e modificada pelo Congresso é uma revelação interativa da preferência de ambos; é de se esperar que a interação de duas preferências nitidamente opostas no primeiro caso (o legislador revela interesse por aquela despesa, e o Executivo revela não tê-lo) gere um jogo com contornos mais

---

<sup>23</sup> Ou seja, ausentes atributos como obrigatoriedade legal da respectiva despesa, ou prévia enunciação de prioridade pelo Executivo na forma da inclusão (também discricionária) no rol de despesas do PAC.

<sup>24</sup> Categoria que abrange inclusive as despesas desse rol que foram mantidas pelo Congresso com modificações, quer por aumento, quer por diminuição.

<sup>25</sup> O detalhamento deste argumento conclusivo encontra-se em Senado Federal, 2013.

nítidos do que a interação de duas preferências de mesma direção (ambos desejam ou aceitam a despesa), ainda que possam não ter a mesma intensidade ou prioridade na hierarquia de cada agente.

É claro que as conclusões aqui apresentadas são de natureza provisória, tanto pela simplicidade metodológica dos testes realizados quanto pela utilização de dados de apenas um exercício financeiro. Além disso, o universo amostral exclui a parcela das despesas que receberam a sinalização de prioridade por parte do Executivo (a exemplo daquelas incluídas no PAC), o que possivelmente induzirá a uma dinâmica distinta de execução e que deve ser levada em consideração numa avaliação global do conjunto do orçamento dentro das relações entre os Poderes no Brasil. Outras questões apresentam ainda grande potencial interpretativo dentro do eixo analítico aqui escolhido, tais como a aplicação da avaliação aqui procedida sobre as emendas de iniciativa de parlamentares da base do governo e da oposição<sup>26</sup> ou os hipotéticos efeitos que venha a ter a adoção das regras introduzidas pela Emenda Constitucional 86, de 2015, que menciona em seu texto serem de execução obrigatória as emendas individuais<sup>27</sup>. A principal contribuição desta breve análise exploratória, portanto, é a de mostrar a potencialidade que já apresentam os dados orçamentários, em suas atuais condições de disponibilidade, para ampliar a pesquisa empírica sobre a ampla agenda teórica que já está lançada acerca do presidencialismo de coalizão brasileiro. O uso de métodos estatísticos mais sofisticados e o uso de séries temporais para cobrir períodos mais longos podem trazer à luz indicações relevantes sobre o papel do orçamento nas relações entre o Executivo, os parlamentares (individual e coletivamente) e os partidos políticos, ajudando a responder questões importantes para a compreensão da dinâmica política da democracia brasileira.

## Referências

AMES, Barry. Electoral rules, constituency pressures, and pork barrel: bases of voting in the Brazilian Congress. **Journal of Politics**, v. 57, n. 2, p. 324-343, 1995.

AMES, Barry; PEREIRA, Carlos; RENNÓ, Lucio. Famintos por *pork*: uma análise da demanda e oferta por políticas localistas e suas implicações para a representação política. In POWER, Timothy; ZUCCO, Cesar (orgs.). **O Congresso por ele mesmo**: autopercepções da classe política brasileira. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2011.

AMORIM NETO, Octavio. Gabinetes Presidenciais, ciclos eleitorais e disciplina legislativa no Brasil. **Dados**, v. 43, n. 3, 2000.

AMORIM NETO, Octavio. **Presidencialismo e governabilidade nas Américas**. Rio de

---

<sup>26</sup> Dentro das limitações que existem para identificar a autoria individual das emendas quando da análise do orçamento executado, decorrentes da inexistência de conexão informacional entre as estruturas de dados da elaboração e da execução orçamentária, o que obriga à mensuração da execução de emendas a partir de métodos de estimação agregada como o que foi utilizado neste artigo.

<sup>27</sup> Para uma discussão crítica sobre a fragilidade dos fundamentos e potenciais efeitos dessa modificação legislativa, cf. SENADO FEDERAL, 2013 e SANTOS, 2014. De qualquer forma, no período de tempo examinado neste artigo a execução orçamentária não sofreu a influência de qualquer regra dessa natureza.

Janeiro: Konrad-Adenauer-Stiftung: FGV, 2006.

AMORIM NETO, Octavio; SANTOS, Fabiano. A produção legislativa do Congresso: entre a paróquia e a nação. In: VIANNA, Luiz Werneck (org.). **A democracia e os três poderes no Brasil**. Belo Horizonte: Editora UFMG; Rio de Janeiro: IUPERJ/FAPERJ, 2002. p. 92-139.

ANDERSON, David; SWEENEY, Dennis; WILLIAMS, Thomas. **Estatística aplicada à administração e economia**. São Paulo: Pioneira-Thompson, 2002.

ARNOLD, R D. **The logic of congressional action**. New Haven: Yale University Press, 1990.

AVELAR, Lúcia; CINTRA, Antônio Octávio. **Sistema político brasileiro: uma introdução**. São Paulo: Editora UNESP, 2007.

BEZERRA, Marcos Otávio. **Em nome das "bases": política, favor e dependência pessoal**. Rio de Janeiro: Relume Dumará, 1999.

BITTENCOURT, Fernando. **Relações Executivo-Legislativo no presidencialismo de coalizão: um quadro de referência para estudos de orçamento e controle** (Texto para Discussão nº 112 do Centro de Estudos da Consultoria Legislativa). Brasília: Senado Federal, 2012. Disponível em: <[http://www.senado.gov.br/conleg/textos\\_discussao.htm](http://www.senado.gov.br/conleg/textos_discussao.htm)> Acesso em: 19 ago. 2014.

BITTENCOURT, Fernando. **Alocação de recursos e processo decisório parlamentar – os projetos de investimento em transportes rodoviários no orçamento federal 2002-2007**. Monografia (Especialização) Programa de Pós-Graduação em Ciência Política da Universidade do Legislativo Brasileiro e Universidade Federal de Mato Grosso do Sul. Brasília, setembro/2008. Disponível em: <<http://www2.senado.gov.br/bdsf/item/id/161034>> Acesso em: 19 abr. 2012.

BODEMER, Klaus; FLÓREZ, Fernando Carrillo (eds.). **Gobernabilidad y reforma política en América Latina y Europa**. La Paz: GIGA/BID/REDGOB/Plural Editores, 2007.

CAREY, John M.; SHUGART, Matthew S. Incentives to cultivate a personal vote: a rank ordering of electoral formulas. **Electoral Studies**, v. 14, n. 4, p. 417-439, 1995.

FIELDS, Andy. **Discovering Statistics using SPSS**. London: SAGE Publications, 2009.

KACHIGAN, Sam Kash. **Statistical Analysis: an interdisciplinary introduction to univariate & multivariate methods**. New York: Radius Press, 1982

LEMOS, Leany Barreiro de Sousa; RICCI, Paolo. Individualismo e partidarismo na lógica parlamentar: o antes e o depois das eleições. In: POWER, Timothy; ZUCCO, Cesar (orgs.). **O Congresso por ele mesmo: autopercepções da classe política brasileira**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2011.

LIMONGI, Fernando; FIGUEIREDO, Argelina Cheibub. Bases institucionais do presidencialismo de coalizão. **Lua Nova**, n. 44, p. 81-106, 1998.

LLANOS, Mariana. Reforma parlamentaria en América Latina: un comentario sobre el control parlamentario. In: BODEMER, Klaus; FLÓREZ, Fernando Carrillo (eds.). **Gobernabilidad y reforma política en América Latina y Europa**. La Paz: GIGA/BID/REDGOB/Plural Editores, 2007.

MAINWARING, Scott P. **Rethinking party systems in the third wave of democratization: the case of Brazil**. Stanford, CA: Stanford University Press, 1999.

MAYHEW, David. **Congress: the electoral connection**. New Haven; London: Yale University Press, 1974.

MERCADO, Modesto; MACÍAS, Enrique; BERNARDI, Fabrizio. **Análisis de datos com**

- Stata.** Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas, 2009.
- MONTERO, Mercedes Garcia. **Presidentes y parlamentos: ¿quién controla la actividad legislativa en América Latina?** Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas, 2009.
- PALERMO, Vicente. Como se governa o Brasil? O debate sobre instituições políticas e gestão de governo. **Dados**, v. 43, n. 3, 2000.
- PEREIRA, Carlos; MUELLER, Bernardo. Comportamento estratégico em presidencialismo de coalizão: as relações entre Executivo e Legislativo na elaboração do orçamento brasileiro. **Dados**, v. 45, n. 2, p. 265-302, 2002.
- PEREIRA, Carlos; MUELLER, Bernardo. **The cost of governing: strategic behavior in Brazil's budgetary process.** Department of Economics Working Paper 304. Brasília: Universidade de Brasília/Departamento de Economia, 2003.
- PEREIRA, Carlos; POWER, Timothy; RAILE, Eric D. Presidentialism, coalitions and accountability. In: POWER, Timothy; TAYLOR, Matthew (eds.). **Corruption and democracy in Brazil: the struggle for accountability.** Notre Dame (ID): University of Notre Dame Press, 2011. p. 31-55.
- POWER, Timothy; TAYLOR, Matthew (eds.). **Corruption and democracy in Brazil: the struggle for accountability.** Notre Dame (ID): University of Notre Dame Press, 2011.
- POWER, Timothy; ZUCC, Cesar (orgs.). **O Congresso por ele mesmo: autopercepções da classe política brasileira.** Belo Horizonte: Editora UFMG, 2011.
- PRAÇA, Sérgio; FREITAS, Andréa; HOEPERS, Bruno. Presidential Political Appointments and Coalition Governance in Brazil, 2007-2010. APSA 2011 **Annual Meeting Paper**, 2011. Disponível em: <SSRN:http://ssrn.com/abstract=1900803> Acesso em: 25 nov. 2014.
- PRAÇA, Sérgio; FREITAS, Andréa; HOEPERS, Bruno. Political appointments and coalition management in Brazil, 2007-2010. **Journal of Politics in Latin America**, v. 3, n. 2, p. 141-172, 2011.
- R CORE TEAM. **R Data Import/Export: Version 3.1.1 (2014-07-10).** S.l.: s. ed., 2014.
- R CORE TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing - Reference Index: Version 3.1.1 (2014-07-10).** S. l.: s. ed., 2014.
- SAMUELS, David. Ambition and competition: explaining legislative turnover in Brazil. **Legislative Studies Quarterly**, v. 25, n. 3, p. 481-497, Aug. 2000.
- SANTOS, Fabiano. Patronagem e poder de agenda na política brasileira. **Dados**, v. 40, n. 3, 1997.
- SANTOS, Adiel. **Caráter da lei orçamentária anual e suas implicações no equilíbrio de força entre os Poderes Executivo e Legislativo.** Monografia (Especialização em Direito Legislativo) - Instituto Legislativo Brasileiro, Senado Federal, Brasília, 2014.
- SCHUGART, Matthew; CAREY, John. **Presidents and Assemblies.** Cambridge: Cambridge University Press, 1992.
- SCHWARTZ, Fabiano Peruzzo; MARCIANO, João Luiz Pereira. **Análise estatística de dados aplicada à ciência política.** Brasília: Câmara dos Deputados, 2014.
- TAQUES, Pedro. **Voto em separado ao Substitutivo da Câmara à PEC nº 22-A, de 2000, recebida daquela Casa sob o nº 565, de 2006.** 35 p. Brasília. 2013. Disponível em: <http://www.senado.gov.br/atividade/materia/getTexto.asp?t=137903&c=PDF&tp=1> Acesso em: 4 nov. 2014.
- TAQUES, Pedro. **Voto em separado na Comissão de Constituição Justiça e**

**Cidadania ao substitutivo à PEC 22-A, de 2000.** 23 p. Disponível em: <<http://www.senado.gov.br/atividade/materia/getTexto.asp?t=137903&c=PDF&tp=1>>. Acesso em: 4 nov. 2014.

VIANNA, Luiz Werneck (org.). **A democracia e os três poderes no Brasil.** Belo Horizonte: Editora UFMG; Rio de Janeiro: IUPERJ/FAPERJ, 2002.

Artigo recebido em: 23/01/2015

Artigo aceito para publicação em: 11/06/2015