

# **A influência das Emendas Parlamentares ao Orçamento no apoio parlamentar ao Executivo no Brasil.**

Vasselai Fabricio y Mignozzetti Umberto Guarnier.

Cita:

Vasselai Fabricio y Mignozzetti Umberto Guarnier (2010). *A influência das Emendas Parlamentares ao Orçamento no apoio parlamentar ao Executivo no Brasil*. V Congreso Latinoamericano de Ciencia Política. Asociación Latinoamericana de Ciencia Política, Buenos Aires.

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/000-036/787>

V Congreso Latinoamericano de Ciencia Política – ALACIP

Área temática: Instituciones y procesos políticos

## **A influência das Emendas Parlamentares ao Orçamento no apoio parlamentar ao Executivo no Brasil\***

Fabricio Vasselai

[fabriciovasselai@usp.br](mailto:fabriciovasselai@usp.br)

Núcleo de Pesquisa de Políticas Públicas da Universidade de São Paulo (NUPPS), Brasil

Umberto Guarnier Mignozzetti

[umberto.mig@gmail.com](mailto:umberto.mig@gmail.com)

Núcleo de Pesquisa de Políticas Públicas da Universidade de São Paulo (NUPPS), Brasil

Centro de Estudos das Negociações Internacionais Universidade de São Paulo, Brasil

Resumo:

Neste trabalho analisamos se, no período de 1996 a 2007, a execução por parte do Executivo das emendas individuais de parlamentares ao orçamento Brasileiro, vem influenciando ou não o apoio desses parlamentares às preferências do presidente nas votações nominais (medidas pela indicação de voto do líder do governo). Propomos que, ao contrário das abordagens iniciais da literatura sobre o assunto, apenas um modelo que leve em consideração o fator tempo pode explicar a questão a contento. Afinal, é preciso verificar se a disciplina dos parlamentares é influenciada pelas emendas orçamentárias que eles têm aprovadas e executadas não apenas no ano de edição/execução, mas também tendo em vista a execução dessas emendas no tempo t-1, t-2 e assim por diante. Do mesmo modo, analisamos o aspecto cíclico do problema para saber se as próprias emendas parlamentares executadas no tempo t-1 também não respondem à disciplina do parlamentar no período imediatamente anterior.

---

\* Trabajo preparado para su presentación en el V Congreso Latinoamericano de Ciencia Política, organizado por la Asociación Latinoamericana de Ciencia Política (ALACIP). Buenos Aires, 28 a 30 de julio de 2010

Este artigo reavalia a influência da execução das emendas individuais ao orçamento sobre a disciplina dos parlamentares aos interesses do Executivo, nas votações em plenário. Acreditamos que tanto os trabalhos que defendem a influência das emendas na atuação dos parlamentares, como aqueles que tentam negá-la, ainda não deram conta de responder satisfatoriamente a questão. Seu tratamento metodológico é insuficiente; não tinham a oportunidade de analisar mais do que os mandatos de um mesmo governante; e nunca consideraram o fator tempo nos testes realizados, deixando dúvidas sobre as repostas encontradas. Com dados de 1996 até 2009, propomos pela primeira vez avaliar os argumentos desse debate para mais de um governante, comparando resultados na alternância de poder, e também utilizamos um modelo do tipo painel (*time series-cross section*), com o objetivo de considerar a defasagem temporal que há entre a execução de emendas dos parlamentares ao orçamento e as votações que os parlamentares realizam em plenário.

A Ciência Política brasileira dos últimos quinze anos foi pródiga em encontrar contraprovas empíricas (FIGUEIREDO e LIMONGI, 2002, 2005, 2008; NICOLAU, 2000; SANTOS, 2003; entre outros) contra os argumentos clássicos, sempre pressupostos e raramente testados, de que o sistema político brasileiro supostamente não funcionava. De que nosso sistema seria personalista na arena legislativa por mera decorrência dos supostos incentivos personalistas advindos da arena eleitoral (sistema proporcional de voto em lista não ordenada, principalmente). Cenário que resultaria em partidos fracos, desorganizados e indisciplinados no parlamento e, por conseqüência, em sérias dificuldades dos presidentes brasileiros para formar maiorias, para aprovar sua agenda e para conseguir governar e fazer reformas estruturais (ver por exemplo, AMES, 2001; LAMOUNIER, 1994, MAINWARING, 1991). A principal refutação dessa linha de raciocínio, a comprovação canônica sobre o efetivo funcionamento do sistema político brasileiro, coube a Figueiredo e Limongi (1999, entre muitos artigos), na demonstração de que os partidos da democracia atual são coesos e disciplinados nas votações em plenário, de que muitas votações são decididas pelas lideranças partidárias e de que a preferência do Executivo é bem sucedida na quase totalidade dos projetos votados. O efeito micro-institucional que constrangeria os parlamentares a essa ação partidária e não pessoal *dever-se-ia*, para essa nova literatura, especialmente aos poderes de agenda do Executivo e à força regimental do colégio de líderes partidários dentro das instâncias do Congresso Nacional<sup>1</sup>.

Contudo, o debate se mantém bem mais aberto no que se refere ao modo pelo qual esses fatores institucionais imporiam atuação partidária sobre os ímpetus supostamente personalistas dos parlamentares. Uma série de autores considera que a atuação é de fato uma coerção dos partidos sobre os deputados, quer seja porque esses abdicam de poderes para colherem os frutos das políticas implementadas coletivamente, quer seja pela visibilidade necessária trazida pelo apoio/rejeição a um presidente fortalecido (AMORIM NETO e SANTOS, 2000; SANTOS, 2003). No entanto, outros autores se ressentem de que essas explicações sejam excessivamente racionalizadas, não apresentando a “moeda de troca” pela qual seria construído o apoio parlamentar. Para alguns desses autores, essa moeda é ainda assim coletiva, partidária, através das nomeações ministeriais (AMORIM NETO, 1994, 1998, 2000; MENEGUELLO, 1998; VASSELAI, 2009). Mas para outros, essa “moeda de troca” circularia no varejo, dada para cada parlamentar individualmente, na forma das emendas individuais que os parlamentares podem fazer anualmente ao orçamento (AMES, 2001; PEREIRA e MUELLER, 2002, 2003; PEREIRA e RENNÓ, 2001, 2007).

Ainda que a proposta de orçamento no Brasil seja de exclusividade do poder Executivo, há um pequeno espaço dela (a rubrica de investimentos) que pode ser alterada pelos deputados através de emendas coletivas (de bancadas regionais, estaduais e comissões), emendas de relatoria (relatores e sub-relatores) e emendas individuais. Mas essa parte do orçamento cujos gastos não são pré-estipulados por lei é *autorizativa*, não *mandatória*: ou seja, o presidente tem o poder discricionário de executar ou não os gastos de acordo com suas prioridades e de acordo com a arrecadação efetiva. Nesse cenário, as análises que propõem um papel de destaque para as emendas ao orçamento para entender o comportamento parlamentar envolvem sempre dois momentos analíticos: na arena legislativa os parlamentares 1) trocariam seu apoio à agenda do Executivo em troca de que este execute suas emendas ao orçamento, de modo que 2) possam levar recursos para seus redutos eleitorais e assim maximizarem suas chances na arena eleitoral.

Analiticamente, todos os trabalhos sobre o assunto deram atenção a esse segundo passo do argumento, tentando provar o uso e o sucesso das emendas executadas para a busca da reeleição por parte dos deputados federais (AMES, 2001; PEREIRA e MUELLER, 2002, 2003; PEREIRA e RENNÓ, 2001, 2007) ou tentando refutá-lo (FIGUEIREDO e LIMONGI, 2002, 2005, 2008; MESQUITA, 2008). Mas apenas três deles dedicaram-se, em parte, a avaliar empiricamente a outra metade do raciocínio: verificar se as emendas ao orçamento afetam, estatisticamente falando, a disciplina dos parlamentares. Foram apenas dois artigos de Pereira e Mueller (2003 e especialmente 2002) e uma resposta a eles dada por Figueiredo e Limongi (2005) e republicada com pequenas alterações em capítulo de livro (2008). Ou seja, no que se refere a essa outra etapa do raciocínio, o debate rendeu até hoje poucos testes empíricos dos pressupostos defendidos. Mas o pior é que os modelos que fundamentaram essas defesas apresentam, como veremos adiante em maiores detalhes, insuficiências importantes.

A mais premente delas diz respeito à desconsideração do que chamamos simploriamente até aqui de “efeito tempo”, a saber: a defasagem temporal que existe entre “execução de emendas para um parlamentar por parte do Executivo” e o “voto desse parlamentar em plenário”. Há uma ordem cronológica específica na relação causal esperada entre emendas executadas e voto dos deputados em plenário: ou bem elas vieram antes como incentivos, ou bem elas vêm depois como recompensas. E pode ser mais complexo ainda: considerando o tempo  $t$  medido na unidade de um ano, as emendas executadas para um parlamentar no tempo  $t$  podem influenciar seu apoio ao Executivo no tempo  $t+1$ . E as emendas de  $t+1$  punem ou premiam essa votação, influenciando daí as votações em  $t+2$  (em uma palavra, teriam efeito inercial). Pereira e Mueller intuem a questão, quando afirmam: “supõe-se que não apenas a forma de votar afeta a execução das emendas, mas que um parlamentar, cujas emendas fossem executadas, tenderia, *ceteris paribus*, a votar com mais frequência a favor do governo. Existem, portanto, duas variáveis endógenas” (2002:283). O problema é que não resolvem o imbróglio, pelo contrário, confundem a ligação cíclica diacrônica entre as variáveis com uma endogeneidade sincrônica: “para garantir estimadores consistentes, dada a *simultaneidade* entre Votos e Execução, usamos variáveis instrumentais, isto é, variáveis que tenham correlação com a variável endógena do lado direito da equação, mas não se correlacionam com o termo de erro” (*idem*:284, grifo nosso). Ora, o procedimento é ineficaz porque o problema está mal diagnosticado: essas variáveis não são simultâneas. Elas existem ao mesmo tempo, mas uma responde à outra em tempos  $t$  diferentes entre si. E se Figueiredo e Limongi (2002:326) têm toda razão ao afirmarem

que “dizer que se trata de um jogo que se repete no tempo é apenas uma forma de recolocar a questão”, eles por sua vez, embora reconheçam a existência do problema, não adotam medidas de controle para evitá-lo quando realizam seus testes.

Ainda, se fossemos considerar como um jogo repetido, devemos levar em conta que esse jogo estaria repleto de informações imperfeitas e ameaças/promessas de recompensas ou punições que não teriam, a priori, nenhum crédito em si mesmas. Do lado dos parlamentares, não estaria claro (apesar do forte apelo no senso comum) que liberação de emendas aumentaria a chance de reeleição ou que o Executivo liberaria emendas caso eles apoiassem suas políticas. Do lado do governo, não existiria nenhuma forma de contrato que garantiria um acordo verbal de um parlamentar que promettesse ajudar o governo em troca de apoio. Da mesma forma, se o governo fosse aos líderes negociar, os líderes dos partidos de oposição teriam de abrir mão de suas agendas partidárias (o que poderia custar-lhes seus cargos) em troca da agenda do governo e assim, por em prática uma agenda que poderia acabar com suas chances de sobrevivência política.

Ao desconsiderar isso, os modelos estatísticos testados até hoje são insuficientes. Para dirimir a dúvida sobre a força dos partidos em plenário, é preciso corrigir essa brecha na literatura. Porque um resultado negativo encontrado sem considerar a defasagem temporal entre execução de emendas por parte do Executivo e o voto em plenário por parte dos legisladores, pode ter dado negativo apenas porque se considerou emendas e votos no mesmo tempo  $t$  ou no tempo  $t$  errado. A ausência de análises estatísticas mais bem fundamentadas (além da costumeira análise descritiva) implicaria no risco de afirmações imprecisas. O problema é que, por mais que se possa endossar ou refutar os argumentos de um dos dois lados do debate, pode ser simplesmente que seus resultados (de qualquer deles) estejam metodologicamente imprecisos porque ao desconsiderar o fator tempo, pode ser que suas análises encontrem resultados falsos positivos ou falsos negativos. E por questão de lógica, especialmente mais grave no caso de falsos negativos<sup>2</sup>.

A seguir, na próxima seção, reconstruiremos com mais detalhes os termos desse debate formado por tão poucos artigos, inclusive chamando a atenção para os outros problemas metodológicos ou conceituais que acreditamos existirem ali. Em seguida, explicamos um pouco melhor as variáveis que utilizamos e o modelo estatístico que estamos propondo. Na seqüência, apresentamos os principais resultados do modelo e também versões desagregadas desses resultados segundo as categorias de pertença à coalizão, à oposição ou a partidos satélites (que não ocupam ministérios, mas também não são da oposição). Por fim, fazemos uma conclusão sobre como a análise desses resultados se conecta a essas perguntas da literatura que acabamos de resenhar.

## **O DEBATE SOBRE O PAPEL DAS EMENDAS AO ORÇAMENTO**

Uma das principais características do debate em torno do uso parlamentar das emendas individuais ao orçamento é a defesa ou a refutação de grande conjunto de preceitos e axiomas, tudo ao mesmo tempo. Pereira e Mueller, por exemplo, concordam com as interpretações tradicionais sobre os incentivos personalistas da arena eleitoral, afirmando que “de um lado, as regras eleitorais (...), o multipartidarismo e o federalismo agem descentralizando o sistema político”, mas alinham-se à linha interpretativa fundada em Figueiredo e Limongi (1999), quando, considerando as relações Executivo-

Legislativo, assumem que por outro lado “as regras internas do processo de decisão dentro do Congresso e os poderes constitucionais do presidente de legislar e de distribuir recursos políticos e financeiros proporcionam grandes incentivos para a centralização” (2003:737-8). Diferentemente, porém, derivam daí que:

“os legisladores brasileiros têm votado consistentemente seguindo a indicação dos seus líderes partidários não só devido aos poderes legislativos e de controlar a agenda do Congresso assegurados ao presidente, mas também por perceberem que esse comportamento pode proporcionar acesso a benefícios controlados pelo Executivo, benefícios esses que têm um forte impacto nas estratégias de sobrevivência política dos parlamentares na esfera eleitoral. Em outras palavras, o voto partidário é a forma encontrada pelos parlamentares de sobreviver politicamente em um ambiente no qual o Executivo desfruta de uma situação institucional privilegiada nas suas negociações com o Legislativo” (2003:741).

Ou seja, nesse conjunto de afirmações há pelo menos três que necessitam comprovação: que cada parlamentar, individualmente, age na busca de recursos para seus redutos eleitorais<sup>3</sup>, que fazem isso trocando disciplina aos interesses do governo por mais liberação de verbas para suas emendas ao orçamento, e que ao levarem esses recursos para seus redutos isso realmente afeta positivamente suas chances eleitorais. Fora alguns supostos teóricos que podem ser questionados. Figueiredo e Limongi (2002, 2005) rebatem essa linha interpretativa e argumentativa também afirmando que pretendem “discutir esses argumentos examinando não só os aspectos empíricos envolvidos, mas também as suas pressuposições teóricas” (2005:740). E até ampliam o leque de axiomas com os quais dialogam, para além do que Pereira e Mueller propunham. Figueiredo e Limongi (2002) colocam em xeque a idéia de que os parlamentares almejem as emendas para prática distributivista, como sendo fruto na verdade de “uma visão [equivocada] do processo orçamentário que enfatiza sua propensão [dos deputados] a sacrificar as políticas nacionais em nome das locais e particularistas” (p.304). E isso porque, criticam, avalia-se erroneamente que “seria possível observar uma relação direta entre execução de emendas orçamentárias e continuidades das carreiras políticas. Taxas de reeleição seriam uma função direta da execução das emendas individuais ao orçamento” (p.305). E para conseguir essas verbas possibilitadas pelas emendas, como funcionaria o modelo criticado por Figueiredo e Limongi? Segundo eles próprios descrevem: “O Executivo seria forçado a barganhar com cada um dos parlamentares a cada nova medida que introduz” (p.304), sendo que essa “idéia segundo a qual o Executivo se vê forçado a atender demandas alheias às suas próprias prioridades não encontra apoio nos dados” (p.326).

Dessa discussão, portanto, é possível chegar em pelo menos cinco grandes afirmações paralelas dentro das linhas de raciocínio que rondam a idéia de influência das emendas ao orçamento na atuação dos parlamentares em plenário. Ainda que nem sempre todas sejam compartilhadas por todos os autores que advogam essa influência, seriam as idéias de que: 1) o processo orçamentário é estruturado de modo a sacrificar sobremaneira as políticas nacionais em nome das locais e particularistas, devido ao espaço ocupado pelas emendas dos parlamentares ao orçamento; 2) pois os deputados aproveitar-se-iam desse espaço tentando levar verbas a seus redutos eleitorais; 3) já que por suposto essa aplicação de recursos nos redutos teria relação direta com as taxas de

sucesso em tentativas de reeleição. E 4) para conseguir essas emendas liberadoras de verbas os parlamentares as negociariam direta e pessoalmente em troca de seu apoio em plenário aos projetos do Executivo - uma negociação no varejo com cada parlamentar já que o interesse é pessoal e não partidário, 5) em que o Executivo, para construir sua base de apoio parlamentar, acabaria assim tendo que atender demandas orçamentárias contrárias às que gostaria, desfigurando sua própria agenda orçamentária.

Muitos autores defenderam esses cinco pontos, com maior ou menor clareza, como Ames (2001), Mainwaring (1991), entre muitos outros. Fora que Mesquita tem razão quando afirma que também “o senso comum dá como estabelecido que parlamentares se elegem e reelegem por meio de práticas clientelistas/distributivistas. Eleitores ou votos são, para carregar nas tintas, comprados com a alocação ‘esperta’ e beirando o ilícito de recursos públicos” (2008:1). Já Pereira e Mueller parecem basearem-se apenas nos pontos 2, 3 e 4, enquanto Figueiredo e Limongi tentam refutar todos os cinco pontos. Mas o mais importante neste momento é salientar que, se no geral esses não são argumentos fáceis de comprovar ou refutar por completo, mesmo assim, ainda que a falha empírica de um dos argumentos desmonte a explicação teórica, isso nada implicaria na negação empírica dos outros argumentos. É por isso que neste trabalho, não nos importa fazer digressões teóricas sobre quaisquer interpretações ou encontrar comprovações/refutações empíricas para todas as proposições envolvidas em torno das emendas. Empiricamente, só nos interessa investigar se e até qual ponto a execução das emendas parlamentares ao orçamento afeta a disciplina dos deputados federais para com as preferências do Executivo nas votações nominais feitas na Câmara. E reconhecemos que do ponto de vista teórico, não estamos preocupados se, como afirmam Figueiredo e Limongi (2005:766), “o problema da tese das emendas como ‘moedas de troca’ está em seus supostos”. Assumidamente, queremos nos deter na identificação da relação entre as variáveis “execução de emendas” e “disciplina em plenário”.

Não é que não saibamos da importância da análise teórica, da explicação teórica ou da comprovação empírica dos outros pressupostos que acompanham a questão das emendas – como por exemplo se elas são mesmo usadas para levar recursos a redutos eleitorais e, caso isso ocorra, se maximizam ou não as chances eleitorais dos parlamentares. Mas além dessas questões terem recebido mais atenção e precisão até hoje, faltando concentrar atenção sobre a relação emendas-disciplina propriamente dita, há uma razão importante para termos escolhido centrar o foco apenas na verificação de se as execuções de emendas ao orçamento impactam a disciplina parlamentar. É que esse debate vem cruzando afirmações e comprovações/descomprovações como se demonstrar ou refutar uma parte necessariamente demonstrasse ou comprovasse o todo. Em poucas palavras, o que queremos dizer é que não há encadeamento lógico causal entre as assertivas.

Tome-se essa questão de se as emendas são realmente usadas para levar verbas aos redutos eleitorais dos deputados e se isso realmente tem impacto sobre as chances de reeleição. Há contestações importantes (FIGUEIREDO E LIMONGI, 2002, 2005 e MESQUITA, 2008), mas aceite-se ambas as proposições como fatos e, mesmo assim, não bastariam para comprovar que as emendas são usadas como moeda de troca para que os parlamentares votem com o presidente: pode ser que todos eles recebam verbas de emendas sem seguir um padrão relevante. E o inverso é verdadeiro: derrubar esses dois pressupostos não seria o bastante para negar que parlamentares troquem emendas por votos: afinal, mesmo que o ímpeto localista dos deputados não se comprove,

poderia ter um ímpeto “estadualista” de olho no distrito eleitoral como um todo. E mesmo que tampouco se comprove grande sucesso eleitoral na estratégia de levar recursos de emendas para redutos eleitorais ou para o estado, ainda assim pode ser que os parlamentares apostem nessa opção porque não têm certeza *ex ante* se esse seria ou não um caminho proveitoso<sup>4</sup>.

Ainda vale considerar que, num ambiente de informação imperfeita, os deputados poderiam supor que emendas ao orçamento ajudassem em suas chances de se reelegerem, ou mesmo que o Executivo acreditasse que liberando verbas de emendas poderia solidificar ainda mais a sua base, haja vista que o montante envolvido tem pouquíssimo peso sobre o orçamento da União (ver mais à frente). Nesse sentido, não seria um erro estratégico liberar emendas ou trabalhar para aumentar suas chances de liberação. Poderia ser sim considerada uma ação míope por parte dos deputados ou por parte do Executivo, mas não um deslize estratégico grave.

O mesmo se pode dizer de outros dos cinco pontos apontados anteriormente no debate sobre as emendas: se as emendas ao orçamento têm grande poder de afetar a peça orçamentária, se o uso delas afeta o caráter nacional do orçamento, se distorce a agenda orçamentária do presidente, se nesse processo o Executivo é forte ou fraco – são questões que importam? É preciso dedicar algumas palavras rápidas sobre esses tópicos. O cenário é igualmente descrito e interpretado tanto nos trabalhos de Pereira e Muller (2002, 2003) como nos de Figueiredo e Limongi (2002, 2005): “a Constituição atual estabelece que o Executivo tem a prerrogativa exclusiva de iniciar toda e qualquer legislação relacionada a matérias orçamentárias, o que envolve o Plano Plurianual – PPA, a Lei de Diretrizes Orçamentárias – LDO e a Lei Orçamentárias Anual – LOA” (FIGUEIREDO e LIMONGI, 2002:313). E ainda que os parlamentares possam propor alterações na lei final do orçamento através de emendas, como diz Mesquita (2008:12), “deve-se ressaltar que a maior parte dos gastos públicos é definida fora do ciclo orçamentário anual. De fato, definem-se no interior desse processo e estão ao alcance da intervenção dos parlamentares apenas os gastos com investimentos que representam em média, para o período desta análise, 4,9% do total do orçamento”<sup>5</sup>. E a julgar pela tabela que esse mesmo trabalho apresenta à página 13, com a porcentagem “investimentos/orçamento” para os anos de 1996 a 2006, o resultado médio seria na verdade ainda menor: 2.63%.

E não é só isso: as emendas feitas individualmente por parlamentares são minoria se comparadas às emendas coletivas, de partidos ou blocos estaduais, ou às emendas feitas pela relatoria da Comissão Mista de Orçamento (CMO). Segundo os dados que a autora apresenta na página 14, em levantamento sobre aqueles mesmos anos, as emendas individuais de parlamentares representam em média 7.82% do total de emendas. Ora, se ambos os dados estão corretos, e se em caso hipotético distante da realidade os parlamentares tentassem emendar toda a verba da rubrica de investimentos, teríamos que a parcela média do orçamento geral do governo federal que foi afetado entre 1996 e 2006 vem sendo de apenas 0,3% (7,8 vezes 4,9). Para piorar, há restrição quanto ao conteúdo dessas alterações: “embora os parlamentares tenham direito de propor emendas aos projetos de lei [orçamentária] (...), eles somente podem fazê-lo se as emendas forem compatíveis com o Plano Plurianual elaborado pelo Executivo e com a Lei de Diretrizes Orçamentárias” (PEREIRA e MUELLER, 2002:271; CF 1988, art. 166, §4), ou seja, “parlamentares não podem criar novos programas, isto é, políticas públicas, por meio de emendas de qualquer tipo. Emendas apenas remanejam recursos por programas previamente contidos na proposta orçamentária enviada pelo Executivo”



(MESQUITA, 2008:13). E por fim, de todo modo, a aprovação das emendas não garante que o novo gasto modificado seja executado pelo Executivo, que pode efetivamente escolher quais dessas emendas executar, o que lhe confere enorme poder discricionário.

Acreditamos que sobre poucas dúvidas de que as emendas ao orçamento não conseguem alterar o caráter nacional do orçamento do país, de que o Executivo não tem sua agenda orçamentária alterada e de que as emendas não têm muito peso nos gastos efetivados a cada ano. Além de Figueiredo e Limongi (2008) e Mesquita (2008) colocarem em xeque que o pequeno uso dessas emendas seja realmente destinado a redutos eleitorais. Mas de todo modo, se essas são questões interessantes para a literatura como um todo e para o grande grupo de supostos envolvidos no debate sobre o papel das emendas parlamentares, não há dúvida de que não respondem à pergunta: os parlamentares tendem a aumentar ou diminuir o apoio às preferências do Executivo levando em conta o nível de execução de suas emendas ao orçamento? E é nessa mistura de indagações que muitas vezes se confunde a questão. Afinal, para responder essa pergunta, não importa que pouca parcela do orçamento possa ser emendada pelos parlamentares, nem que a maioria das emendas seja de coletiva e não individual: e se uma parte tão pequena do orçamento já for o bastante para fazer diferença para o comportamento legislativo parlamentar?

Para Pereira e Mueller (2002:274): “a resposta é que esse papel, mesmo que limitado, proporciona altos retornos eleitorais, pois quanto mais emendas individuais são executadas, maiores serão as chances de reeleição do parlamentar”. Como dito anteriormente, não entramos nessa questão: aqui não nos importa se isso acontece, porque não nos importa neste momento *porque* mas sim *se* as emendas são o bastante para afetar o comportamento parlamentar em plenário. E nada impede que elas sejam, só porque ocupam parcela ínfima do orçamento federal.

Ainda sobre esse ponto, é importante observar que há diversos indícios de que as emendas parlamentares não podem passar de explicações no máximo parciais para o comportamento parlamentar. E não falamos apenas dos indícios fornecidos pelos dados clássicos de Figueiredo e Limongi (1995) sobre a lógica de atuação partidária. Além disso, esses autores também estão corretos quando lembram que muitos deputados têm pouquíssima execução de emendas (2005:744). Ou quando ressaltam que “há deputados que emendam o orçamento e não exercem mandatos (logo não votam) no ano de sua execução, e há deputados que votam, mas não participaram da elaboração do orçamento e, conseqüentemente, não têm emendas para serem liberadas” (*idem*:753). E principalmente quando recordam que enquanto a execução de emendas varia a cada ano, a disciplina parlamentar, não. Essas considerações ajudam a que não circunscrevamos o papel das emendas para além de um fator explicativo a mais, se tiver algum papel, sobre a disciplina dos deputados federais. Mas não ajudam a negar ou inviabilizar o papel explicativo das emendas. Afirmarções como “oposição recebe também muitas emendas”, “há muitos deputados que recebem emendas e não são disciplinados”, “há muitos deputados que são disciplinados e não recebem execução de emendas” servem para relativizar o papel das emendas, mas apenas isso. Não resolvem a questão: a execução de emendas dos deputados ao orçamento, feita ou não pelo Executivo, influencia na disciplina desses deputados aos interesses do Executivo, consideradas todas as ressalvas ao espaço orçamentários das emendas e aos padrões diversos de sua execução?

## DIÁLOGO METODOLÓGICO

Mas, se essa pergunta precisa ser despoluída de tantas outras afirmações que giram em sua órbita, no que se refere a testes empíricos específicos para respondê-la, acreditamos também que eles apresentam fragilidades importantes. E aqui, referimo-nos aos que servem de base a ambos os lados do debate. Em primeiro lugar, o período coberto pelos autores nunca foi além de um mesmo governante: Pereira e Mueller (2002) fazem afirmações peremptórias sobre o funcionamento do sistema político do país analisando dados referentes a apenas um mandato, o primeiro de Fernando Henrique Cardoso, entre 1995 e 1998. Enquanto Figueiredo e Limongi (2005) já conseguem ir um pouco além, de 1996 até 2001, mas infelizmente não conseguem dados anteriores a FHC e ainda não haviam vivido o momento posterior. Certamente não é culpa dos pesquisadores o fato de não existirem dados de mais de um governo às suas épocas, mas isso indicaria a necessidade de maior precaução na hora de fazerem afirmações conclusivas e generalizáveis para o funcionamento sistêmico da relação entre Executivo e Legislativo como um todo, já que nunca puderam analisar a questão com dados relativos a mais do que um mesmo governante. Felizmente, anos depois, estamos em posição que permite refazer essas verificações passando pelo crivo da alternância não apenas de presidente, mas entre situação e oposição. Para poder afirmar com mais segurança se há mudanças de padrão entre governos ou se as características do papel das emendas são sistêmicas.

Em segundo lugar, os testes estatísticos apresentados até hoje para investigar a relação entre execução de emendas parlamentares e voto dos deputados em plenário foram sobreestimados: permitiam conclusões menos categóricas do que as que foram feitas. Vejamos rapidamente quais foram elas. Pereira e Mueller montam um modelo detalhado e complexo para testar as influências sobre o voto de cada parlamentar, onde sua variável dependente é binária: identifica em cada votação em plenário se cada deputado votou disciplinado ou indisciplinado em relação à preferência expressa pela liderança do governo. E adotam como variáveis independentes: a execução de emendas de cada parlamentar no seu principal reduto eleitoral, a execução de emendas de cada parlamentar no seu estado de origem, migração partidária, experiência de cargos progressos de cada parlamentar, pertencimento à coalizão, entre outras. Com esse modelo, realizam uma regressão logística para cada faixa de discordância de votações: um resultado do modelo para as votações em que havia discordância de 50%, outro para as que ficavam em discordância de até 60%, outro para as de 70%, outro para 80% e por fim um último modelo para as votações com discordância de 90%. E mostram cada um desses resultados divididos em duas tabelas: uma para Projetos de Emenda Constitucional, outra para as votações restantes. Mas em nenhum momento oferecem os resultados agregados: afinal, qual o resultado geral? Não há. O que é possível é perceber o poder explicativo do conjunto de variáveis independentes para cada faixa de nível de discordância da votação em plenário, e só. Ainda, na análise final, contentam-se em afirmar que:

“Finalmente, com relação às principais variáveis desse modelo, as que pretendem estimar a influência da distribuição de recursos por parte do Executivo com o objetivo de estimular comportamentos cooperativos, os testes confirmaram de forma consistente as hipóteses do modelo. Ou seja, os parlamentares que conseguiram executar suas emendas individuais, tanto em sua principal base eleitoral (*pork*) como em todo o estado (*budget*), apresentam maior probabilidade de votar favoravelmente às preferências do Executivo. Estas duas variáveis

foram estatisticamente significantes, na grande maioria das vezes, a 1% do nível de significância (...) sempre com o coeficiente positivo, confirmando, assim, as hipóteses do modelo” (2002:753).

Ora, será possível concluir toda a argumentação acerca da importância das emendas individuais ao orçamento apenas através de coeficiente positivo estatisticamente significativo? Acreditamos que não. Estamos de acordo com a observação feita por Figueiredo e Limongi (2005:752) sobre os três modelos que eles próprios utilizam: nesse tipo de modelos, “os coeficientes têm o sinal esperado e são estatisticamente significantes, algo perfeitamente previsível para os familiarizados com esse tipo de análise, considerando-se as evidências já apresentadas e o número de casos incluídos na análise”. E é mesmo só isso que Pereira e Mueller apresentam, pois as capacidades preditivas encontradas para cada faixa de nível de discordância permitem comparações entre esses níveis, ou seja, se são maiores ou menores de acordo com a discordância da matéria. Mas não permitem dizer que o valor geral indique que as emendas importam. Porque interpretar o poder preditivo por si só seria arbitrário, requerendo comparação entre um modelo com e um modelo sem a variável independente “execução de emendas”. E eles não fizeram dois modelos. O problema disso é que sua regressão não permite afirmar que emendas são, elas próprias, bom preditor da disciplina parlamentar. Seu modelo diz apenas que um conjunto de várias variáveis juntas tem um poder preditivo X, sendo emendas estatisticamente significantes e com sinal esperado. Aqui, outra vez Figueiredo e Limongi têm razão, quando continuam aquele trecho anterior afirmando: “o que se deve comparar é a capacidade explicativa de cada modelo, expressa por sua capacidade de prever o voto dos parlamentares em plenário”.

Nesse sentido, o procedimento de Figueiredo e Limongi (2005) tenta dar conta dessa situação. Os modelos que propõem testar são muito mais simples. Têm a mesma variável dependente de Pereira e Mueller (2003) e como variáveis dependentes, apenas duas: “execução de emendas de cada parlamentar” e uma binária identificando se o parlamentar “pertence ou não à coalizão”. Os autores rodam o mesmo tipo de regressão logística, mas agora sim em três formatos: duas utilizando cada vez uma das variáveis independentes, e uma terceira regressão utilizando ambas as variáveis independentes. Aí sim é possível utilizar o dado interessante fornecido por regressões desse tipo: é possível comparar o poder preditivo do modelo cuja explicação é apenas “coalizão” com o modelo cuja explicação são as “emendas”. É também o modelo misto. Reproduzimos aqui suas conclusões:

“O primeiro modelo, que conta apenas com a variável que identifica se o parlamentar é membro da base do governo, prevê corretamente 75,36% dos votos. Já o segundo modelo, cuja variável independente é a taxa de execução das emendas individuais, prevê corretamente 67,86% dos votos. Quando se considera a informação da filiação partidária, a taxa de execução das emendas é, portanto, um preditor inferior dos votos na agenda do Executivo. Essa variável tampouco serve para melhorar significativamente o desempenho do primeiro modelo, uma vez que a diferença entre os resultados alcançados com o primeiro e o terceiro modelo são equivalentes [o terceiro modelo se mantém com 75.36% mesmo com a inclusão da variável ‘emendas’]” (2005:752-3).

Nesse modelo sim, é possível enxergar algo mais do que o sinal esperado e a significância estatística, pois recorre-se à comparação efetiva dos poderes de previsão de modelos diferentes. Procedimento que nos parece metodologicamente mais adequado. Mas há problemas aqui também, além é claro de continuarem considerando execução de emendas no mesmo ano das votações dos parlamentares. Ora, 75% está assim tão longe de 68%? Não, mas como dissemos, essa é questão arbitrária. Que só é resolvida pelos autores não para desacreditar a importância da execução de emendas ao orçamento sobre o voto dos parlamentares, mas para dizer que o poder explicativo da pertença à coalizão é pouco maior do que o das emendas. É verdade que Pereira e Mueller (2003) afirmaram encontrar resultados com uma regressão logística que não lhes permitia tamanha certeza na afirmação. Mas também é verdade que a correta aplicação do método de comparação entre poderes preditivos de modelos estatísticos diferentes, tal como feita por Figueiredo e Limongi (2005), embora correta, atende a uma questão de pesquisa que é própria desses autores e não necessariamente responde à proposta de Pereira e Mueller (2002, 2003). Ou seja: assumamos que metodologicamente os dados de Figueiredo e Limongi são definitivos, sem nenhuma necessidade de verificação. Enquanto a análise do modelo de Pereira e Mueller era insatisfatória. Mesmo assim, seu teste não pode ser usado para negar a afirmação de Pereira e Mueller. Porque essa afirmação havia sido a de que “execução de emendas parlamentares importa”, ao lado de partidos fortes e da presença à coalizão de governo. E o que Figueiredo e Limongi estão dizendo é: o poder explicativo de pertencer à coalizão é maior do que o poder explicativo das emendas.

Cada lado do debate está dizendo, portanto, coisas diferentes. Um lado quer mostrar que emendas afetam a disciplina parlamentar, mesmo em conjunto com outros fatores. O outro lado quer mostrar que, se esse efeito existe, é muito pequeno e é irrelevante, porque ele mesmo obedece à clivagem de pertença à coalizão. É preciso entender melhor esse ponto. Para Figueiredo e Limongi,

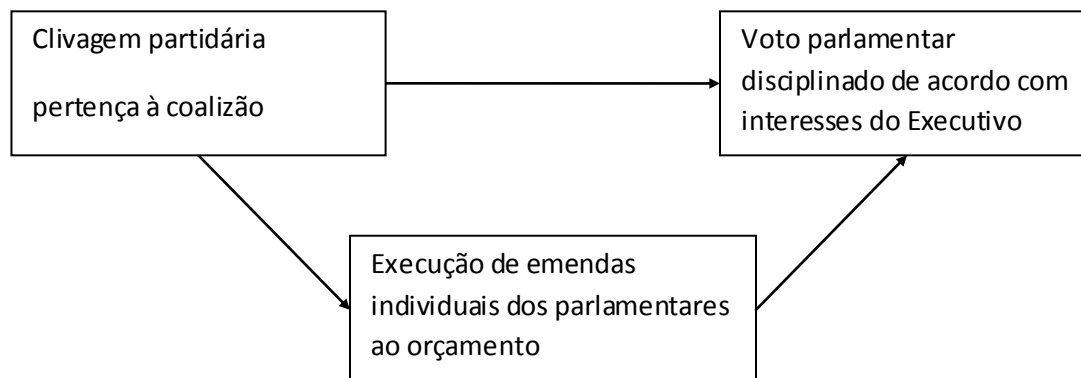
“a tese de que a execução das emendas individuais é usada como ‘moeda de troca’ sugere que essa relação seja fruto de uma negociação individual em que o presidente recompensa ou pune os parlamentares de acordo com o seu voto – a favor ou contra o governo (Pereira e Mueller, 2002:274). Se de fato for assim, devemos concluir que a correlação partidária é espúria. Em si mesmos, a filiação partidária não determinaria o comportamento em plenário ou a execução das emendas” e, por causa disso, “o problema é definir se existe uma relação entre o comportamento em plenário e a execução de emendas que não dependa da filiação partidária” (2005:749).

Mas o argumento de Pereira e Mueller é que os partidos políticos são fortes na arena legislativa e intermedeiam essa negociação em que as emendas ao orçamento são executadas em maior ou menor proporção para premiar ou incentivar a disciplina parlamentar. Goste-se ou não, concorde-se ou não, eis a declaração deles sobre o assunto: “na realidade, o comportamento partidário (não o comportamento individual, como preconiza o *‘two-arena model’*) na arena legislativa visa a que os membros desse partido extraíam benefícios individuais controlados pelos líderes partidários e pelo Executivo a serem utilizados na esfera eleitoral” (2003:738-9). Ou seja, do ponto de

visto do argumento, não é verdade que para esses autores “essa relação seja fruto de uma negociação individual”, como dizem Figueiredo e Limongi no trecho acima. Ou que por definição, a proposição de Pereira e Mueller leve inexoravelmente a avaliar que “partidos não desempenham nenhum papel nesta explicação (...) [sendo que] o grau de apoio que o presidente obtém de um determinado parlamentar depende tão-somente da execução de suas emendas” (FIGUEIREDO e LIMONGI, 2002:323). Não é isso que dizem Pereira e Mueller e, ao confundi-los com essa linha analítica, Figueiredo e Limongi parecem antes estar respondendo a seus interlocutores clássicos do que a esses outros dois autores. Afinal, é perfeitamente possível imaginar, para fins de suposição teórica, que parlamentares recebam a execução de verba individualmente, mas negociadas coletivamente. Tanto o presidente quanto os parlamentares, na própria lógica racional explicada por Figueiredo e Limongi em seus trabalhos já clássicos (1995, 1998, 1999), têm porque preferirem negociar um com os outros via partidos: porque facilita a coordenação de interesses.

Agora, há outro lado nessa ressalva que é verdadeiro: embora seja perfeitamente plausível do ponto de vista teórico, ao contrário do que sugerem várias vezes Figueiredo e Limongi, essa suposição de “moeda de troca” que circula através de negociação coletiva leva realmente a uma dificuldade empírica, tal como esses autores apontam. Para eles, no que se refere a quais parlamentares têm mais ou menos emendas parlamentares executadas, “os parlamentares filiados a partidos (...) que apóiam o Executivo são beneficiados, ao passo que os de esquerda – os de oposição no período analisado – são prejudicados. A conclusão óbvia parece se impor: a execução das emendas individuais é ditada por critérios político-partidários” (LIMONGI e FIGUEIREDO, 2005:746). Ao contrário do que trechos desse artigo parecem sugerir, isso não teria problema explicativo algum, tal como acabamos de afirmar: assumindo que os deputados negociam via partidos fortes para receberem benefícios individuais, dentro dessa lógica não haveria nenhuma contradição teórica em que os parlamentares da base aliada tivessem muito mais emendas executadas do que os membros da oposição. O problema é que, empiricamente, na hora dos testes, se ao mesmo tempo partidos e pertença à coalizão explicam o padrão de disciplina e também o de execução de emendas, fica difícil saber se o efeito da execução de emendas em si mesmo também afeta a disciplina ou se elas são mera interveniência ou efeito multicolinear de “partidos” e “pertença à coalizão”:

**Quadro 1: Relação possível na relação entre clivagem partidária, execução de emendas e voto do parlamentar em plenário**



Ou seja, não é que a força partidária e o recebimento de verbas de emendas não possam coexistir como fatores heurísticos. Pode ser que o sistema conte com ambos os fatores: nada impede e nada indica *a priori* que não seja assim. Trata-se, na verdade, de que “se encontrarmos baixa execução e baixo apoio apenas entre parlamentares filiados a partidos de oposição, e alta execução e alto apoio apenas entre membros da base do governo, será difícil distinguir entre as explicações calcadas em relações individuais e as determinadas pela filiação partidária” (FIGUEIREDO e LIMONGI, 2005:749-50). Aí sim cremos que os autores são precisos na identificação do problema: será difícil dizer quem explica o quê: como a própria execução das emendas segue lógica partidária e da coalizão, isso torna força dos partidos e execução de emendas fatores endógenos entre si. A questão é que, como vimos até aqui, os testes feitos até hoje na literatura são limitados e ajudam pouco a resolver essa dificuldade. Deixam muitas dúvidas. Não que haja uma maneira definitiva para solucionar essa covariância entre emendas e clivagem partidária-coalizao: se isso é assim, é um dado da realidade. Mas é possível tentar realizar testes mais informativos, com regressão de outros tipos, considerando efeito tempo e também incluindo termos interativos entre as variáveis independentes.

Nossa unidade de análise, ao contrário do que se fez até hoje na literatura, não é cada votação de cada deputado. O uso dessa unidade obrigou tanto Pereira e Mueller quanto Figueiredo e Limongi a utilizarem, como vimos, uma variável dependente tipo *dummy* (binária): voto alinhado ao governo vs. voto contrário. E variáveis dependentes desse tipo exigem testes de regressão de tipo logística, menos informativos do que os de tipo linear. Nossa unidade de análise será deputado-ano, ou seja, o conjunto de votações dos deputados em um ano. Uma vez que as execuções de emendas necessariamente são sempre na base deputado-ano, não há necessidade de utilizar a unidade de medida cada votação-cada deputado. Nossa variável dependente, então, pode ser contínua: a distância entre o ponto ideal de votação de cada deputado em cada ano, para o ponto ideal da preferência do governo nas votações, por ano. O que nos permitirá fazer uma regressão linear, com modelo em painel (*time series-cross section*), e o uso de termos interativos. O modelo de painel, como afirmamos inicialmente, possibilita corrigir parcialmente o

problema de endogeneidade que a literatura intuía para a relação entre emendas e disciplina parlamentar. Permite ainda que depuremos efeitos individuais não-observáveis, fruto por exemplo, de influência pessoal de um determinado parlamentar, e que não teria relação direta com a ‘estrutura’ geral de causalidade. Como se sabe, o tratamento de variáveis em painel pode alterar completamente o resultado encontrado através de testes estatísticos não temporais. Nesse sentido, passar a questão pelo crivo desse teste ajuda a desempatar o debate feito até aqui pela literatura.

## MODELO ESTATÍSTICO

Antes de continuar, cabem algumas descrições sobre os dados, as variáveis e o modelo estatístico que utilizaremos. Coletamos informações referentes às emendas individuais de deputados federais ao orçamento nacional, aprovadas e executadas, no que tange aos anos de 1996 até 2009, através de fontes oficiais – especialmente a página da Câmara dos Deputados na internet<sup>6</sup>. Outras informações, sobre os deputados e sobre seus votos em plenário para esse período, devemos ao Banco de Votações Nominais do Centro Brasileiro de Análise e Planejamento – CEBRAP (gentilmente cedido por essa instituição) no que se refere ao período de 1996 a 2007 e ainda ao site Congresso Aberto ([www.congressoaberto.com.br](http://www.congressoaberto.com.br)) para os anos de 2008 e 2009<sup>7</sup>.

A organização dos dados foi feita tendo como unidade de análise cada deputado em cada ano, não cada votação de cada deputado. Por isso, para medir a disciplina parlamentar dos deputados em relação à preferência do Executivo (que é expressa pela indicação de voto do líder do governo), adotamos como variável dependente a distância dos votos dos parlamentares em cada votação com relação à indicação de voto do líder do governo (Distgov), para chegar a um valor anual. Primeiramente, tomamos as votações nominais do líder do governo, no período que vai de 1996 até 2009, juntamente com as votações nominais dos outros parlamentares no período. Aplicamos então o algoritmo W-Nominate, em sua versão implementada no pacote estatístico R, para estimar os pontos ideais (somente a primeira dimensão) dos parlamentares ano a ano. Juntamente com os pontos ideais (daqui em diante PIs) dos parlamentares, calculamos também os PIs dos líderes de partidos e do líder do governo no dado ano. O W-Nominate procede, na construção dos seus escores, pelo cálculo, usando estimação de máxima verossimilhança, aplicada ao seguinte modelo:

$$\ln L = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q \sum_{l=1}^2 C_{ijl} \ln P_{ijl}$$

Onde  $p$  é o número de legisladores,  $q$  o número de votos e  $l$  representando as duas alternativas possíveis (sim e não no caso). A função  $C$  é uma indicadora da escolha do candidato e a função  $P$  basicamente reflete a probabilidade de o deputado votar a favor ou contra dado o seu ponto ideal (função de resposta ao item). Durante os passos da estimação dos valores ótimos para os parâmetros, chegamos então aos pontos ideais dos legisladores. Encontrando os escores (que variam de -1 a 1), calculamos então a distância com relação ao líder do governo. Seja  $P_{1g}$  o ponto ideal do líder do governo, tomamos o valor absoluto entre o ponto ideal de um parlamentar qualquer (no caso  $P_i$ ) e o líder do governo extraíndo assim a distância com relação ao líder no final do processo.

$$Distgov_i = |p_i - p_{lg}|$$

Vale acrescentar que por razões óbvias, a distância máxima entre um parlamentar qualquer e o líder do governo é de 2. Esta transformação faz com que tenhamos uma medida de distância consistente com relação ao líder do governo. O principal é que a distância acabaria por computar de maneira eficiente até mesmo as situações onde um deputado acabou não votando ou o líder acabou não indicando.

O algoritmo retira da amostra casos em que não houve pelo menos 10% de discordância, procedimento usualmente adotado por outros autores na análise de votações nominais. Outra decisão importante é que são excluídos os deputados que não participam de pelo menos 10% das votações. Essas decisões, pode-se argumentar, poderiam gerar algum viés de seleção. Entretanto, são perfeitamente justificáveis do ponto de vista metodológico pois, no primeiro caso, se não há discordância, não há como analisar o peso da votação na diferenciação de comportamento dos deputados. No segundo caso, um deputado que votou em pouquíssimas votações acaba por não ter participação tão expressiva a ponto de influenciar na decisão de modo mais geral sobre as políticas. E isso torna mais robusto o cálculo feito via W-Nominate.

Alguém poderia argumentar também sobre o porquê de não se usar a média anual da disciplina de cada deputado com relação ao líder do governo ao invés do escore do W-Nominate. Argumentamos, primeiro, que um deputado que vota em 60% das votações e sempre com o líder do governo em um dado ano terá 100% de concordância com este líder, maior do que a de um deputado que votasse 90% das votações com 90% de concordância. Isso induziria a um viés pelo fato de que seriam atribuídos escores iguais a deputados que tiveram participação absolutamente diferentes<sup>8</sup>. O W-Nominate ajuda a solucionar essa discrepância. O algoritmo do W-Nominate tem portanto a vantagem de estimar corretamente a posição do parlamentar com relação ao seu eixo principal (que alguns autores gostam de pensar como sendo ideologia). Independente do seu significado, este eixo tem alto poder preditivo (cerca de 90%) e ainda, ordenaria corretamente as posições dos deputados a despeito de uma ou outra ausência. Dito isso, a interpretação da variável *Distgov* é a seguinte: se igual a 0, significa que o deputado analisado, no ano analisado, votou exatamente igual ao governo sempre; se igual a 1 significa que ele esteve a 50% de distância do governo; e se igual a 2 significa que ele vota contra o governo sempre. Portanto de 0 a 2, quanto maior o valor de *Distgov*, maior o distanciamento do deputado em relação à preferência do governo no ano em questão.

Como variáveis independentes, adotamos duas: execução de emendas de cada parlamentar por parte do Executivo, em cada ano, e o pertencimento ou não à coalizão de governo. A primeira, que chamamos de PLA (percentual do liquidado pelo Executivo com relação ao autorizado), foi composta computando-se os totais de emendas autorizados pelo governo para cada parlamentar juntamente com os totais liquidados. A partir daí, a razão entre o que foi liquidado e o que foi autorizado constitui o percentual de recursos que o governo efetivamente destina para as emendas. Uma liberação de 100% (1,00) implica que o governo executou todas as emendas que o parlamentar propôs e que foram autorizadas. Um percentual de 0% (0,00) significaria portanto que o governo não liberou quantia alguma do valor que fora autorizado para aquele parlamentar. A segunda variável, *Coa*, refere-se a se o parlamentar considerado fazia ou não parte de partido que estava na coalizão de governo<sup>9</sup>.



A seguir, apresentamos a especificação de nosso modelo, com aquela vantagem mencionada de que a dimensão temporal é incorporada, ou seja, se um parlamentar vota somente pensando em benefícios gerados por liquidação de emendas, seria irreal pensar que ele votasse usando esse raciocínio sem que as liquidações sejam já, a priori, levadas a cabo. Assim, só faz sentido pensar em liberação de emendas no tempo anterior (t-1) para explicar a distância com relação ao líder do governo em um ano determinado (t). Por isso, em nosso modelo faremos uma estimação de efeitos fixos<sup>10</sup> de tempo para os parâmetros, tendo a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} DistGov_{it} - \overline{DistGov}_i \\ = \beta_1(Coa_{it} - \overline{Coa}_i) + \beta_2(PLA_{it-1} - \overline{PLA}_i) + \beta_3(Coa_{it} - \overline{Coa}_i) * (PLA_{it-1} - \overline{PLA}_i) \\ + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \end{aligned}$$

Ou seja, trata-se de um modelo no qual a pertença de um deputado à coalizão é considerada no mesmo ano ( $Coa_{it}$ ) em que a distância à preferência do governo está sendo considerada para esse mesmo deputado ( $DistGov_{it}$ ), mas a relação de emendas executadas entre as aprovadas por cada parlamentar é considerada no ano anterior ( $PLA_{it-1}$ ). E que inclui também um termo interativo entre pertença à coalizão e execução de emendas ( $Coa_{it} * PLA_{it-1}$ ), para controlar a possível interação que ainda possa ocorrer a essas variáveis mesmo que consideradas em momentos diferentes. Abaixo, segue o resultado dessa regressão linear em painel:

**Tabela 1 – Resultado geral da regressão em painel, com efeitos fixos:**

VD: Distgov	Coef. $\beta$	Erro Padrão	t	p >  t	Interv confiança 95%	
Constante	1.1259	0.0318	35.35	0.0000	1.0635	1.1884
Coa	-0.6369	0.0408	-15.61	0.0000	-0.7168	-0.5569
Pla t-1	-0.3315	0.0426	-7.78	0.0000	-0.4150	-0.2479
Interação	0.2532	0.0525	4.82	0.0000	0.1502	0.3562
N = 4041	$R^2$ within = 0.2385		Prob>F = 0.0000			
	$R^2$ between = 0.3928					
	$R^2$ geral = 0.3714					

Obs: apesar do modelo em painel, aparece a constante pois o cálculo feito pelo pacote estatístico STATA adiciona de volta a média geral da variável dependente depois de fazer a transformação de tipo *within* do modelo de efeitos fixos.

O modelo amplo é estatisticamente significativo ao nível de 95% de confiança, como mostra a Prob>F abaixo de 0.05. E também as três variáveis independentes são

estatisticamente significantes: todas têm p-valor abaixo de 0.01<sup>11</sup>. O poder explicativo do modelo como um todo é elevado: explica 37.14% da variação da variável dependente, como indica o  $R^2$  geral<sup>12</sup>. Mas neste começo da análise, é preciso observar e entender também as medidas do poder explicativo quando consideramos apenas a variação das variáveis independentes entre (*within*) e dentro de (*between*) cada grupo que se repete no tempo, ou seja, de cada grupo que é posto propriamente em painel<sup>13</sup>. Em nosso caso esses grupos correspondem a cada deputado, cuja distância à preferência do governo varia por ano. Nesse sentido, o  $R^2$  *between* mede o poder explicativo do modelo quando se considera a variação média em Distgov entre os deputados (variação média de cada deputado no conjunto do tempo considerado). A idéia é verificar quanto a Distgov de cada deputado difere da do outro na média do tempo. Enquanto o  $R^2$  *within* mede o poder explicativo do modelo quando se considera a variação em Distgov dentro de cada deputado, ou seja, a variação da Distgov ao longo do tempo para cada deputado. Sua idéia é verificar a variação da Distgov de cada deputado de acordo com o que muda de um ano para outro para esse deputado.

Nesse sentido, não é de surpreender que o  $R^2$  *between* seja maior do que o *within*, já que somos informados pela literatura do assunto de que é de se esperar que entre deputados diferentes, de diferentes partidos, haja por si só as maiores diferenças entre seus *outcomes* de posicionamento em relação à preferência do governo. Mas ainda assim, o poder explicativo que há dentro de cada deputado não é pequeno: segundo o  $R^2$  *within*, cerca de 24% da variação de Distgov pode ser explicada pelo modelo proposto ao se considerar a variação de Coa e de Pla relativas a cada deputado, ao longo do tempo. Mas o que poderia chamar a atenção é o fato de que o  $R^2$  *between* é quase igual ao  $R^2$  geral, causando a suspeita de que o  $R^2$  *within* poderia não estar tendo contribuição relevante para o  $R^2$  geral, tendo seu poder explicativo engolido pelo poder explicativo representado pelo  $R^2$  *between*. E essa suspeita apenas se somaria às dúvidas de se ambas as variáveis Coa e Pla contribuem para o  $R^2$  geral do modelo, ou se uma estaria apenas participando da influência geral da outra. Não esqueçamos de que, como dito anteriormente, essa é a linha geral da argumentação feita por Limongi e Figueiredo (2005) quanto à análise de seus testes estatísticos baseados em regressão logística.

Ainda que uma aproximação imperfeita do problema, é possível investigar melhor essa suspeita rodando o modelo outra vez, mas agora bivariado. Ou seja, com apenas uma variável independente por vez. Os resultados estão na tabela 2:

**Tabela 2 – Comparação entre regressões bivariadas para testar separadamente as três variáveis independentes: Coa,  $Pla_{t-1}$  e o termo interativo ( $Coa * Pla_{t-1}$ )**

VD: Distgov	Modelo só com Coa	Modelo só com $Pla_{t-1}$	Modelo só com interação
Constante $\alpha$	0.9459*** (0.0094)	0.7274*** (0.0217)	0.8081*** (0.0107)
Coef. $\beta$	-0.5344*** (0.0126)	-0.2110*** (0.0294)	-0.4549*** (0.0185)
	N = 6814	N = 4041	N = 4041

$R^2$ within	0.2479	0.0170	0.1696
$R^2$ between	0.5834	0.0020	0.3165
$R^2$ geral	0.4117	0.0235	0.2901

\*\*\*  $P(> |z|) < 0.001$

Todos os modelos têm  $\text{Prob}>F = 0.000$

Erro padrão está dentro dos parênteses

O que é possível reparar nesses testes separados é que os valores das estatísticas de  $R^2$  quando o modelo conta com todas as três variáveis não sofre grande alteração em relação aos valores de quando consideramos apenas Coa como variável independente. E o modelo só com Pla não tem poder explicativo algum (apesar de ter seus coeficientes significativos). Esses resultados ajudam a relativizar o que nossa tabela inicial mostrava: apesar de em um modelo completo as execuções de emendas orçamentárias afetarem a distância do posicionamento parlamentar em relação à preferência do governo, há motivos sólidos para suspeitar que esse efeito seja quase totalmente influenciado pelo simples pertencimento ou não dos parlamentares à base aliada do presidente, tal como haviam estabelecido Figueiredo e Limongi. Nesse sentido, a utilização de novos dados que vão além do governo Fernando Henrique e a correção da endogeneidade sincrônica entre Coa e Pla pela inclusão do fator tempo valida o argumento desses autores, contrariando as suposições e os testes de Pereira e Mueller.

E esse resultado é ainda mais favorável à defesa de Figueiredo e Limongi do que os próprios autores pensavam. Isso porque, como dissemos, supunham que o poder explicativo das emendas ao orçamento seria engolido pelo poder explicativo da pertença à coalizão pelo fato de que essas variáveis estariam covariando entre si. Ou seja, não seriam apenas endógenas do pondo de vista sincrônico, mas também estariam intimamente ligadas pelo fato de que, segundo os autores, a própria execução das emendas seguiria lógica de pertencimento ou não à coalizão. Ora, o problema é que os autores tiraram essa conclusão através de dados descritivos, de tabelas que mostravam apenas frequências de execução de emendas para cada partido. Mas isso é muito pouco. Não é porque visualmente as porcentagens fossem maiores para partidos da base de Fernando Henrique e menores para partidos da oposição que isso garantiria uma relação estatística para além dessa intuição visual. E nesse sentido, é possível fazer um teste simples: uma regressão linear bivariada entre Coa e Pla, no mesmo tempo  $t$ : embora significativa a menos que 0.001, apresenta  $R^2$  geral, *between* e *within*, respectivamente, de 0.01, 0.01 e 0.00, com coeficiente  $\beta$  de Coa de 0.05. E se não bastasse, poderíamos rodar o mesmo modelo inicial, mas obviamente sem o termo interativo entre as variáveis independentes, e calcular o Fator de Inflação da Variância (*Variance Inflation Factor*): o resultado foi de apenas 1.02, sendo que quanto mais próximo de 1, menor o impacto da multicolinearidade no modelo<sup>14</sup>. É por isso que começamos este parágrafo afirmando que os resultados anteriores referendam ainda mais o argumento de Figueiredo e Limongi do que os próprios autores poderiam imaginar. Afinal, há fortes indícios de que em nosso modelo a variável Pla tem pouco poder explicativo, sendo englobada pela variável Coa, mesmo sem ser verdade que ambas são multicolineares como os autores suspeitavam e mesmo sem estarem endógenas no mesmo tempo  $t$ , como sempre se lamentou, graças ao modelo em painel que utilizamos.

A mesma linha de resultados é reforçada quando começamos a desagregar a aplicação do modelo inicial, com as três variáveis independentes. Começamos reaplicando a regressão com todas as variáveis mas agora separadamente para os governos FHC e Lula, como é possível conferir na tabela 3:

**Tabela 3 – Modelo inicial aplicado em dois sub-conjuntos desagregados da amostra inicial: governo FHC e governo Lula**

VD: Distgov	FHC		Lula	
	Coef. $\beta$	Erro Padrão	Coef. $\beta$	Erro Padrão
Constante	0.9217***	0.0428	0.6328**	0.0532
Coa	-0.3229***	0.0545	-0.1449**	0.0677
Pla <sub>t-1</sub>	-0.4214***	0.0520	0.1364**	0.0649
Interação	0.1610***	0.0623	0.0393	0.0800
	N = 2095		N = 1946	
	$R^2$ within = 0.0974		$R^2$ within = 0.0271	
	$R^2$ between = 0.5793		$R^2$ between = 0.4478	
	$R^2$ geral = 0.4604		$R^2$ geral = 0.3448	

\*\*\*  $P(> |z|) < 0.001$

Ambos os modelos têm Prob>F = 0.000

É possível perceber que o poder explicativo do modelo é um pouco maior para o governo FHC do que para o governo Lula além de os coeficientes de variação das variáveis independentes sobre a dependente serem substancialmente maiores no governo FHC. Mas a princípio, o que mais nos importa é reparar que, em ambos os governos, o poder explicativo da variação temporal nas características de Coa e de Pla para cada deputado é muito baixo, como atestam os  $R^2$  within semelhantes: 0.09 para FHC e 0.02 para Lula. Isso é particularmente interessante se lembrarmos que antes de desagregar, essa medida estatística atingia o valor de 0.24. O significado disso é importante: significa que efetivamente, grande parte da variação within devia-se à mudança de posição de deputados quando aconteceu a alternância de governo, com a inversão de papéis entre situação e oposição. Esse era o atributo dentro (*within*) de cada deputado que realmente importava na passagem do tempo, de modo que, quando desagregamos, controlamos essa passagem e o poder explicativo *within* diminuiu abruptamente e tornou-se praticamente nulo. Restava apenas, então, a importância explicativa das diferenças médias entre os deputados, não importando mais as diferenças do que cada um tinha em Coa ou Pla ano após ano. Dito de outro modo: o que acontece é que a mudança na trajetória de cada deputado que fazia o *within* ser alto no modelo amplo era a mudança de quando FHC sai e Lula entra. Ou sejam quando a maioria dos parlamentares mudam de papel: de situação para oposição e vice-versa.

Essa alternância é que mostrava mudanças ao longo do tempo dentro (*within*) de cada deputado. Quando dividimos o modelo em um para FHC e outro para Lula, controlamos esse efeito e daí o *within* para cada governo vai a zero, mostrando que realmente a mudança temporal de Pla não importava. O que importava no modelo amplo era a mudança temporal de Coa.

Mas é possível avançar um pouco mais no detalhamento de nossas análises. Uma opção interessante é continuar a desagregação, por exemplo separando os deputados que de situação ou oposição. No entanto, é preciso repensar a definição binária com a qual construímos a variável Coa: se partido tem ou não algum ministério. Partir dessa definição era útil pois a literatura recorrentemente trabalha com esse conceito e portanto dialogamos melhor partindo de idéia similar. Mas se o que queremos agora é desagregar o banco de dados a partir da lógica situação-oposição para testar o poder explicativo da variável Pla em cada sub-conjunto, o ideal seria provavelmente não utilizar apenas o conceito de “possuir ou não ministérios” para definir situação e oposição. Afinal, em um sistema partidário mais fragmentado, não necessariamente os partidos que não estão na equipe ministerial fazem oposição ao Executivo. Pode haver uma miríade de partidos pequenos e nanicos que votam a favor das preferências da situação. E afinal, não é exatamente sobre esses partidos que muitas vezes recai a maior suspeita de que trocariam seu apoio à agenda presidencial em troca da execução de emendas ao orçamento?

Nesse sentido, é preciso chegar a uma terceira categoria de partidos que não possuem ministérios mas que não necessariamente são opositores. A literatura raramente operacionalizou essa idéia, mas é possível encontrar uma sugestão mais elaborada em pelo menos dois trabalhos, que adotam a idéia de “partido satélite”. Limongi e Freitas (2005) consideram como satélites aqueles partidos que, não estando nos ministérios, ainda assim acusavam taxa de disciplina média às preferências do Executivo de ao menos 80%. Mais tarde, Freitas (2008) retrabalha a idéia para tornar o critério menos arbitrário e propõe que seriam partidos satélites aqueles sem ministérios e que apoiavam o governo em índice superior ao do partido que menos apoiava, dentre aqueles que possuíam ministérios. A abordagem é muito interessante e especialmente apropriada para esses dois estudos, que versavam sobre a questão da migração partidária. Mas no caso de um estudo sobre o papel das emendas ao orçamento, é evidente que quaisquer desses dois critérios implicariam na perda da informação que queremos descobrir: afinal, queremos saber exatamente se a execução de emendas ao orçamento ajuda a conquistar o apoio de parlamentares que não estão na coalizão formal de governo. E ora, um partido com apoio médio ao governo de 70% poderia perfeitamente nos interessar no que se refere a analisar o impacto das emendas ao orçamento sobre essa taxa de apoio. Nesse sentido, inspiramo-nos nessas definições desses trabalhos, mas invertemos o conceito: não queremos avaliar apenas os partidos satélites ao governo, ou seja, aqueles que mesmo sem ministérios atingem taxas de apoio similar às dos partidos com ministérios. Queremos avaliar os partidos que não são nem oposição e nem situação porque se colocam na posição de “a conquistar”. Nesse sentido, adotamos o corte de apoio mínimo de 50% em um dado ano para classificar um partido sem ministérios como “a conquistar”. Abaixo disso, classificamos como “oposição”. E se possuíam ministérios, classificamos naquele ano como “situação”.

Evidentemente, nossa variável original Coa seria absolutamente colinear com essa nova definição e não poderia entrar no modelo, tal como o termo interativo. Nesse sentido, podemos rodar para essa nova desagregação apenas um modelo bivariado com

a única variável sendo  $Pla_{it-1}$ . O sub-grupo que nos interessa avaliar é o dos “partidos a conquistar”, mas a título de comparar com o efeito de pertencer à coalizão, vale a pena apresentar também os dados referente a esse grupo de partidos participante nos ministérios. A seguir, na tabela 4, encontram-se os resultados desses dois sub-grupos em cada um dos governos do período:

**Tabela 4 – Regressão em painel, por governo e por categorias “partido a conquistar” e “partido com ministérios”**

VD: Distgov	Partidos c/ ministérios -FHC	Partidos a conquistar -FHC	Partidos c/ ministérios -Lula	Partidos a conquistar -Lula
Constante $\alpha$	0.5040*** (0.0228)	0.9403*** (0.1514)	0.3015*** (0.0340)	0.5033*** (0.1267)
$Pla_{t-1}$	-0.2524*** (0.0322)	-0.7042*** (0.2001)	0.1849*** (0.0423)	0.0478 (0.1635)
N	1505	185	1276	165
$R^2$ within	0.0574	<b>0.1775</b>	0.0238	0.0016
$R^2$ between	<b>0.1793</b>	0.0112	0.0467	0.0263
$R^2$ geral	0.0988	0.0672	0.0308	0.0081

\*\*\*  $P(> |z|) < 0.001$

Todos os modelos têm Prob>F = 0.000

Erro padrão está dentro dos parênteses

Obs.: Partidos a conquistar são aqueles que, em um dado ano, não possuíam ministérios mas atingiram apoio médio ao governo de 50%

Os resultados desagregados dessa tabela são especialmente interessantes porque são diferentes para cada governantes, indo então parcialmente na contramão do que havíamos encontrado até aqui. Por um lado, o governo Lula apresentar resultados que permitem afirmar com segurança a não importância das execuções de emendas ao orçamento no posicionamento dos parlamentares quanto às preferências do Executivo. Todas as medidas de  $R^2$ , das duas categorias consideradas, são muito baixos, às vezes quase nulos: nos governos Lula,  $Pla_{t-1}$  não tem poder explicativo sobre Distgov nem se consideramos separadamente os partidos com cargos ministeriais, nem se consideramos separadamente os partidos sem cargos ministeriais mas com apoio ao governo igual ou maior a 50% (partidos a conquistar). Além do poder explicativo quase nulo, é possível reparar que o coeficiente  $\beta$  de  $Pla_{t-1}$  para ambos os sub-grupos durante o governo Lula comportam-se ao contrário do esperado: para os deputados de “partidos a conquistar”, o coeficiente é quase zero e para “partidos com ministérios” o coeficiente é positivo, indicando que no pouco que  $Pla_{t-1}$  explica Distgov nesse sub-grupo, afeta pouco e ao contrário (o que tende a mostrar que partidos da base receberam execuções de emendas

em proporção muito menor a seu peso e que os partidos opositores foram mais beneficiados do que seria de se esperar, mesmo não votando com o governo).

Por outro lado, os resultados relativos aos governos FHC mostram significativa diferença entre o papel das emendas ao orçamento sobre o posicionamento de deputados de partidos “com ministérios” e de partidos “a conquistar”. Quando considerando apenas os partidos presentes nos ministérios, os resultados das medidas de  $R^2$  mostram que, efetivamente, o poder explicativo de  $Pla_{t-1}$  está na variação entre os deputados, não dentro da trajetória de cada um:  $R^2$  *between* é 0.18 e *within* é 0.07. Ou seja: a média de  $Pla_{t-1}$  ao longo dos anos, para cada deputado, varia de um deputado para outro (*between*) em padrão correlacionado com a média de Distgov ao longo do tempo para cada deputado. Enquanto a variação de  $Pla_{t-1}$  de um mesmo deputado não faz *esse* mesmo deputado votar mais ou menos próximo às preferências do Executivo. Que é o que comprovaria o uso das emendas para influenciar na disciplina dos deputados. Mas quando consideramos apenas os partidos sem ministério mas com apoio ao governo igual ou maior a 50%, a situação se inverte: o  $R^2$  *between* fica quase nulo, em 0.01, e o  $R^2$  *within* é que vai a 0.18. Ou seja, no que se refere aos deputados de partidos a conquistar, variações na  $Pla_{t-1}$  de um dado deputado tem um poder de explicar cerca de 18% da variação em quão próximo esse deputado votará das preferências do Executivo. E não é apenas o poder explicativo que se inverte: os coeficientes pelos quais  $Pla_{t-1}$  afeta Distgov mudam também: é quase três vezes menor no caso dos deputados de partidos a conquistar.

É claro que o poder explicativo do modelo só com  $Pla_{t-1}$  para partidos a conquistar nos governos FHC pode ser considerado moderado, não extremamente forte. Mas de todo modo, indica duas questões que até hoje não haviam aparecido na literatura: para analisar impacto das emendas, é preciso trabalhar com conceitos diferentes de “coalizão é ministério e oposição é o resto” e, principalmente, era preciso comparar governos diferentes – o que não se havia podido fazer até hoje. Isso não significa que os resultados que encontramos para os partidos a conquistar no governo FHC sejam a prova da importância das emendas ao orçamento para a construção da base de apoio parlamentar dos presidentes. Pelo contrário, mostramos diversos indícios sólidos que levam a crer o contrário: definitivamente as emendas têm pouca ou nenhuma capacidade de explicar quão perto ou quão longe das preferências do Executivo os deputados se posicionam nas votações nominais. A variável explicativa que importa é mesmo o pertencimento ou não à coalizão: parlamentares da base não votam mais ou menos alinhados à agenda do presidente de acordo com a execução que recebem de suas emendas. Mas sim, há uma pequena gama de partidos, em geral um grupo parlamentar muitíssimo reduzido, para o qual as emendas foram uma moeda de troca importante durante o governo FHC e apenas então.

Portanto, neste trabalho corrigimos a falta de dados que comparassem governos diferentes, a defasagem temporal entre emendas e votos, que tornava essas variáveis endógenas, a falta de testes lineares. Desconstruímos a idéia de que pertença à coalizão influi na execução das emendas. A partir daí, pudemos refazer as avaliações que o debate sobre o assunto vinha propondo. E seguramente, agora com testes mais apropriados e através de um modelo mais complexo, as conclusões que no geral parecem corretas são as de Figueiredo e Limongi e não as de Pereira e Mueller. No geral, a execução de emendas realmente não demonstram nenhum poder explicativo

sobre o voto dos parlamentares. E saindo do geral, a pouca margem em que encontramos maior importância da correlação entre execução de emendas e votos em plenário está em subgrupos pouquíssimo numerosos e datados. Acreditamos que é possível concluir, com esses novos dados e novos testes, que o papel da execução das emendas de cada parlamentar ao orçamento é marginal, podendo talvez ser utilizado no máximo topicamente. Uma das razões prováveis pode ser o fato de que uma coalizão que precisasse se negociar no varejo a todo momento, indicando liberação de emendas em tempo real seria instável demais para perdurar. Outra, poderia ser o fato de que uma execução de emenda em (t-1) não tornaria crível uma promessa de um deputado que não tem nenhum outro incentivo suficiente para apoiar o governo, ou seja, não daria para acreditar que se ‘comprou’ apoio de um deputado de oposição só porque você pôs em prática sua iniciativa política: é claramente uma promessa não-crível. A rigor, a proximidade ou distância dos votos dos deputados para com o interesse do Executivo é questão determinada quase totalmente pelo simples pertencimento à coalizão: deputados que estão em partidos com ministérios votam com o governo, não importando em nada quantas emendas têm executadas. Deputados cujos partidos estão fora dos ministérios mas não fazem oposição clara, podem votar com ou contra o governo de acordo com muitos fatores<sup>15</sup>, em geral não de acordo com a execução das emendas, embora vez ou outra isso tenha ocorrido. É certo que a explicação do que mais pode levar, e que em geral leva, deputados de partidos de fora da base ministerial a votarem com o governo, é questão interessante de pesquisa mesmo que esses deputados representem poucos votos em plenário. Mas é questão para uma outra oportunidade, para qual esperamos ter aberto caminho.

## BIBLIOGRAFIA

AMES, Barry. (2001) **The deadlock of democracy in Brazil**. Ann Arbor, University of Michigan Press.

AMORIM NETO, Octávio. (1994) Formação de gabinetes presidenciais no Brasil: coalizão versus cooptação. **Nova Economia**, v. 4, n. 1, p. 9-34.

\_\_\_\_\_. (1998) **Of presidents, parties, and ministers: cabinet formation and legislative decision-making under separation of powers**. (Doctorship), University of California, San Diego.

\_\_\_\_\_. (2000). Gabinetes presidenciais, ciclos eleitorais e disciplina legislativa no Brasil. **Dados - Revista de Ciências Sociais**, v. 43, n. 3, p. 479-519.

AMORIM NETO, Octávio e SANTOS, Fabiano. (2003) O segredo ineficiente revisto: o que propõem e o que aprovam os deputados brasileiros. **Dados - Revista de Ciências Sociais**, v. 46, n. 4, p. 661-698.

BRASIL. (1988) **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, Centro de Documentação e Informação da Câmara dos Deputados.

CHEIBUB, José. A.; CAMARGOS, Malco. (2002) **Electoral strategies and electoral success in an Open-PR system**. Yale: Yale University. Manuscrito.

FIGUEIREDO, Argelina. C. (2007) Government Coalitions in Brazilian Democracy. **Brazilian Political Science Review**, v. 1, n. 2, p. 182-216.



FIGUEIREDO, Argelina C. e Fernando M. P. LIMONGI. (1998) “Bases Institucionais do Presidencialismo de Coalizão”. **Lua Nova**. São Paulo, nº 44, p. 81-106.

\_\_\_\_\_. (1999) **Executivo e Legislativo na nova Ordem Constitucional**. Rio de Janeiro, Editora FGV.

\_\_\_\_\_. (2002) Incentivos eleitorais, partidos e política orçamentária. **Dados - Revista de Ciências Sociais**, v. 45, n. 2, p. 303-344.

\_\_\_\_\_. (2005) “Processo Orçamentário e Comportamento Legislativo: Emendas Individuais, Apoio ao Executivo e Programas de Governo”. **Dados - Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, vol. 48, nº 4, p. 737-776.

\_\_\_\_\_. (2008) **Política Orçamentária no Presidencialismo de Coalizão**. Rio de Janeiro, Editora FGV.

FREITAS, Andréa M. (2008) **Migrações Partidárias na Câmara dos Deputados**. São Paulo, Dissertação de Mestrado, FFLCH – USP.

LAMOUNIER, Bolivar. (1994) “A Democracia Brasileira de 1985 à década de 1990: a síndrome da paralisia hiperativa”, in J. P. R. Velloso (org.) **Governabilidade, sistema político e violência urbana**. Rio de Janeiro, José Olympio Editora.

LIMONGI, Fernando M. P. e Andréa M. FREITAS (2005) “Migração Partidária e Comportamento Legislativo”. Trabalho apresentado no **29º encontro anual da ANPOCS**. Caxambu, Minas Gerais.

MAINWARING, Scott. (1991) Políticos, partidos e sistemas eleitorais. *Novos Estudos CEBRAP*, v. 29, p. 34-58.

MENEGUELLO, Rachel. (1998) **Partidos e governos no Brasil contemporâneo: 1985-1997**. São Paulo, Paz e Terra.

MESQUITA, Lara. (2008) **Emendas ao Orçamento e Conexão Eleitoral na Câmara dos Deputados Brasileira**. São Paulo, Dissertação de Mestrado, FFLCH – USP.

NICOLAU, Jairo. (2000). Disciplina partidária e base parlamentar na Câmara dos Deputados no primeiro governo Fernando Henrique Cardoso: 1995-1998. **Dados - Revista de Ciências Sociais**, v. 43, n. 4, p. 709-735.

PEREIRA, Carlos e Bernardo MUELLER (2002) “Comportamento Estratégico em Presidencialismo de Coalizão: As Relações entre Executivo e Legislativo na Elaboração do Orçamento Brasileiro”. **Dados - Revista de Ciências Sociais**, vol. 45, nº 2, p. 265-301.

\_\_\_\_\_. (2003) “Partidos Fracos na Arena Eleitoral e Partidos Fortes na Arena Legislativa: A Conexão Eleitoral no Brasil”. **Dados - Revista de Ciências Sociais**, vol. 46, nº 4, pp. 735-771.

PEREIRA, Carlos.; RENNÓ, Lúcio. (2002) O que é que o reeleito tem? Dinâmicas político-institucionais locais e nacionais nas eleições de 1998 para a Câmara dos deputados. **Dados - Revista de Ciências Sociais**, v. 44, n. 2, p. 133-172.

\_\_\_\_\_. (2007) O que é que o reeleito tem? O retorno: o esboço de uma teoria da reeleição no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 108, n. 4, p. 664-683.

RICCI, Paolo. (2003) O conteúdo da produção legislativa brasileira: leis nacionais ou políticas paroquiais? **Dados - Revista de Ciências Sociais**, v. 46, n. 4, p. 699-734.

SANTOS, Fabiano. (2003) **O poder legislativo no presidencialismo de coalizão**. Belo Horizonte: Editora UFMG.

VASSELAI, Fabricio. (2009) “Nomeações Ministeriais e Importância Partidária na Democracia de 1946-64: Análises Comparativas em relação à Democracia Atual”. **Revista Perspectivas**. São Paulo, v. 35, p. 173-210.

WOOLDRIDGE, Jeffrey (2002). **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, Massachusetts, London: The MIT Press.

---

<sup>1</sup> Um dos trechos em que Figueiredo e Limongi melhor explicam a questão está em um de seus textos sobre as emendas ao orçamento: “Tomemos o bordão neo-institucionalista a sério: resultados não podem ser derivados mecanicamente das preferências. Em outras palavras: mesmo que, devido à influência da arena eleitoral, soubéssemos as preferências dos parlamentares quanto ao tipo de política que patrocinariam, estas não podem ser deduzidas daquelas. Dito de maneira positiva: a capacidade de os parlamentares aprovarem políticas depende da organização ou estrutura do processo decisório, mais especificamente, da distribuição dos direitos parlamentares”.

<sup>2</sup> Vale a pena explicar porque o falso negativo seria, nesse caso, mais grave. Imagine que Pereira e Mueller, mesmo sem considerar o fator tempo, tivessem montado um modelo que desse indícios estatísticos realmente sólidos de que emendas realmente afetariam voto dos parlamentares. A partir daí, a possibilidade de negá-los considerando a defasagem temporal existiria, mas seria menor: se houvesse importante correlação entre emendas e votos em plenário no mesmo tempo *t*, isso já bastaria para o argumento. O mesmo não se pode dizer do trabalho de Figueiredo e Limongi. Se eles negaram relação entre emendas e votos dos deputados mas sem considerar a defasagem temporal, aí sim um modelo em painel poderia mudar tudo mais radicalmente: porque podem ter encontrado um falso negativo porque simplesmente a relação não estaria no mesmo tempo *t*. Nesse sentido, resultado positivo de Pereira e Mueller teria mais dificuldade de ser contestado por um modelo em painel, enquanto o resultado negativo de Figueiredo e Limongi poderia facilmente ser revertido por um modelo em painel.

<sup>3</sup> Esse ponto, por sua vez, pode ser desdobrado em outras necessidades de comprovação empírica correlatas: para que um parlamentar tenha interesse em levar verbas a redutos eleitorais em um sistema eleitoral proporcional de lista aberta, seria necessário supor: 1) que esse parlamentar tem votos concentrados em um ou poucos locais dentro do estado que representa; 2) que esse parlamentar tenha motivos para achar que esse parlamentar tem indícios de que isso é um padrão, ou seja, de que repetirá nas eleições seguintes esse mesmo tipo de desempenho; 3) que os eleitores nos redutos eleitorais tenham como distinguir aquele parlamentar como origem dos recursos levados. Para uma discussão sobre o assunto, abordando defensores e críticos dessas suposições, ver Ames (2001), Cheibub e Camargos, (2002) e Ricci (2003).

<sup>4</sup> De fato, seria irracional portanto levar emendas aos distritos se elas não permitissem um aumento no número de votos. O que Mesquita (2008) prova em seu texto é que os parlamentares brasileiros estariam incluindo, em seu rol de estratégias de sobrevivência, uma atitude que, de fato, diminuiria sua

<sup>5</sup> Figueiredo e Limongi (2002;313-4) explicam em detalhes: “a Constituição reconhece o direito de o Legislativo emendar os projetos enviados pelo Executivo. No caso do Projeto de Lei Orçamentária – PLO, o artigo 166 da Constituição estabelece que cabe ao Executivo estimar as receitas e que as emendas congressuais são aceitas desde que indiquem ‘os recursos necessários, admitidos apenas os provenientes de anulação de despesa, excluídas as que incidem sobre: a) dotações para pessoal e seus encargos; b) serviço da dívida; c) transferências tributárias constitucionais para Estados, Municípios e

Distrito Federal'. Como a Lei nº 4.320/64 veda o cancelamento das dotações destinadas às despesas correntes, a intervenção do Congresso na confecção do orçamento resume-se, praticamente, ao remanejamento das despesas com investimentos”.

<sup>6</sup> <http://www2.camara.gov.br/atividade-legislativa/orcamentobrasil/orcamentouniao/atividade-legislativa/orcamentobrasil/orcamentouniao/loa/loa2010>

<sup>7</sup> Ainda que a fonte dos dados para os anos de 2008 e 2009 seja diferente, sua base de coleta é similar: os registros oficiais de votações feitos pela Câmara dos Deputados Federais. Mesmo assim, para garantir que a utilização de fonte diferente para esses anos não poderia distorcer resultados, em todos os cálculos e modelos que realizamos testamos sempre os resultados com e sem os anos de 2008 e 2009. Em nenhum caso houve diferença. Para quem quiser fazer a comparação direta, nos dois bancos estão presentes os dados de 2007.

<sup>8</sup> Que é ainda mais intenso se considerarmos que o parlamentar pode ter faltado a todas as votações onde o governo teria mais a perder com uma derrota,

<sup>9</sup> Ou seja, se o partido estava ou não contemplado com cargos nos ministérios no ano de cada votação. Seguimos a classificação ministerial tanto de Vasselaí (2009) quanto de Figueiredo (2007) e os resultados foram similares. Mas havia casos em que partidos saíam da coalizão mais ou menos no exato meio do ano, o que levou a uma contagem da porcentagem de votações em que ele participou dos ministérios nesse ano. Nesse sentido, e para dirimir quaisquer dúvidas, mostramos no anexo 1 deste artigo quais partidos consideramos como parte da equipe ministerial em cada ano.

<sup>10</sup> O resultado do teste de Hausman garante que devemos utilizar o efeito fixo, não o aleatório, já que a comparação que o teste faz dos estimadores desses dois tipos de efeito rejeita a hipótese nula de que seriam estatisticamente iguais: p-valor é de 71.38 e  $\text{Prob}>\chi^2 = 0.000$ .

<sup>11</sup>  $\text{Prob}>F$  significa a probabilidade de obter ao acaso estatística do teste F maior do que a listada na regressão. O mesmo equivale ao p-valor > t em relação ao teste T.

<sup>12</sup> Os autores estão cientes de que a estatística  $R^2$  não passa de uma estatística descritiva. Ainda assim, a visão intuitiva que ela dá é importante para considerarmos o quão compacta é a variação dos dados no entorno das curvas ajustadas.

<sup>13</sup> Quando se utiliza uma regressão desse tipo, pode-se calcular 3 possibilidades de  $R^2$ : “between”, “within” e geral. No caso de regressão em painel com efeitos fixos, como a que utilizamos, só as duas últimas fazem sentido. Nelas, é muito comum optar-se por reportar o  $R^2$  “within”, já que estima melhor o fator tempo por excluir do cálculo as variações fora do controle de  $t$ , considerando apenas o poder explicativo das variáveis ao longo do tempo e desconsiderando o poder explicativo sem o efeito tempo. Mas é questão de escolha analítica e, aqui, optamos por trabalhar com o  $R^2$  geral porque esse, por outro lado, considera também o efeito explicativo sem o efeito tempo. A explicação é simples: acontece que em nosso modelo, embora defendamos o uso do fator tempo, não podemos dizer que não haja correlação entre as variáveis sem a dimensão  $t$ . Apenas que o modelo é mais bem especificado com tempos  $t$  diferentes. Queremos dizer com isso que: ao não considerar o  $R^2$  geral, estamos perdendo informação. E isso porque em nosso problema de pesquisa não há clareza de onde começa e termina efeito tempo. Por exemplo, como a literatura sempre comenta, alguns deputados podem sofrer influência da execução no ano anterior, mas outros só receberão suas emendas no ano presente. Pode haver sobreposição dos efeitos. Para mais detalhes e para a discussão matemática das diferenças entre os três tipos de  $R^2$  nos modelos de painel, ver Wooldridge (2002).

<sup>14</sup> O valor 1 significa que a variância é inflacionada (isso refletiria na magnitude dos erros-padrão) na ordem de uma vez. Como qualquer número multiplicado por 1 é igual a ele mesmo, quer dizer que, portanto, nenhum problema é causado por este valor aos testes e modelos.

<sup>15</sup> Pode ser simplesmente que esses partidos menores ou até nanicos também recebam cargos dentro dos ministérios ou autarquias. Isso já bastaria para resolver a questão. Infelizmente, porém, não há até hoje um mapeamento de cargos de segundo ou terceiro escalão no nível federal.