

IX ENCONTRO DA ABCP

AT: Instituições Políticas

**O QUE IMPORTA NO RECRUTAMENTO PARA AS COMISSÕES
PERMANENTES? PARTIDOS, INFORMAÇÃO E PAROQUIALISMO NA CÂMARA
DOS DEPUTADOS (1994-2010)**

Gustavo Müller (UFSM)

Fernando Meireles (UFRGS)

Brasília, DF
04 a 07 de agosto de 2014

**O QUE IMPORTA NO RECRUTAMENTO PARA AS COMISSÕES
PERMANENTES? PARTIDOS, INFORMAÇÃO E PAROQUIALISMO NA CÂMARA
DOS DEPUTADOS (1994-2010)**

Gustavo Müller (UFSM)
Fernando Meireles (UFRGS)

Resumo do trabalho: No Congresso Nacional, os líderes partidários selecionam os membros das Comissões Permanentes segundo a proporção de suas bancadas. Assim, ao testar no Brasil as três teorias do neoinstitucionalismo sobre o legislativo - de que os parlamentares trabalham (a) para si mesmos, (b) para o benefício da casa ou (c) para o bem dos partidos -, esperaríamos que os parlamentares com maior expertise ou disciplina nem sempre ocupassem as Comissões previstas pelos modelos justamente porque as indicações dependeriam, primeiramente, da importância destas para os partidos e, depois, da disponibilidade de parlamentares com aquelas características em cada partido. Controlando esses efeitos aleatórios dos partidos e das Legislaturas, examinamos a relação entre as variáveis independentes postuladas por aqueles modelos, principalmente o partidário, e o recrutamento para as Comissões Permanentes na Câmara dos Deputados entre 1994 e 2010. Constatamos que, aplicados os controles, a maioria das variáveis geralmente significativas em estudos semelhantes deixam de sê-lo, e que a preponderância de um ou outro modelo varia entre Comissões.

Palavras-chave: Comissões Permanentes; Teoria Partidária; Comportamento Legislativo.

Introdução

O principal objetivo deste trabalho é explorar as potencialidades explicativas de duas das principais teorias sobre o papel das comissões no processo legislativo produzidas pelo neoinstitucionalismo, a saber: a informacional e a partidária¹. Nossa hipótese de trabalho é que, não obstante se tenha alcançado um novo *background* no que tange à compreensão do processo legislativo e sua divisão interna do trabalho, ambas possuem alcance bastante limitado quando aplicado aos legislativos de outros países que não Estados Unidos – principalmente no que diz respeito ao estudo das Comissões do Congresso Nacional.

Com efeito, os trabalhos relacionados às Comissões Permanentes da Câmara dos Deputados têm ocupado um lugar de destaque na agenda da Ciência Política brasileira, sobretudo na primeira década deste início de século. Tais trabalhos inserem-se em um contexto mais amplo de redescoberta da importância das instituições como balizadoras das estratégias políticas (MARCH & OLSEN, 1989), somados a redução dos custos computacionais e à incorporação, cada vez mais intensa, de ferramentas econométricas.

No Brasil, tal redescoberta foi impulsionada a partir do trabalho de Sérgio Abranches (1988), que cunhou a expressão “presidencialismo de coalizão” na tentativa de identificar um equilíbrio para uma nova democracia de durabilidade duvidosa. A partir de então, a ciência política nacional se descola da busca por determinantes sociológicos (e. g. LAMOUNIER & MENEGUELLO, 1986) para enfatizar incentivos produzidos por aspectos institucionais como sistema de governo e fórmula eleitoral (e. g., MAINWARING, 1999; NICOLAU, 1996); dispositivos regimentais da Câmara dos Deputados, que, a despeito do individualismo prevalecente na arena eleitoral, produziriam constrangimentos e coordenação suficientes para que se verifiquem condutas partidárias tanto em plenário quanto na composição das Comissões Permanentes (FIGUEIREDO & LIMONGI, 1999; MÜLLER, 2005); ou ainda em outros aspectos que possibilitariam espaços de autonomia para que as comissões exercessem papéis informacionais (PEREIRA & MÜELLER, 2000; SANTOS & ALMEIDA, 2011).

Apesar desta trajetória, a literatura nacional que estudou as Comissões, principalmente os determinantes de suas composições, não está isenta de problemas. Ao importar aquelas teorias neoinstitucionalistas a outros contextos institucionais, é necessário não só certificar-se da compatibilidade dos parâmetros dos modelos formais produzidos por elas com esses contextos como também da validade e da disponibilidade de indicadores e métodos para testá-los. Neste trabalho, argumentamos justamente que as dificuldades

¹ À proposta enviada inicialmente, explicitada no abstract, foram acrescentados outros objetivos que serão desenvolvidos em sequência. Os resultados iniciais, contudo, foram reportados integralmente.

inerentes à complexidade desse objeto e das ferramentas metodológicas utilizadas para estudá-lo não raro levam à produção de inferências inválidas. Através da análise da composição das Comissões Permanentes na Câmara dos Deputados, discutimos algumas hipóteses acerca do processo de composição destas, algo necessário para a formulação de modelos mais apropriados ao caso brasileiro, e formas de testá-las que consideram a divisão proporcional de vagas, os efeitos aleatórios dos partidos e das legislaturas, a distribuição não-normal dos principais preditores geralmente empregados e a condicionalidade das probabilidades estimadas (a chance de um evento depende, além dos preditores, da chance de outro evento ocorrer).

Procedemos da seguinte forma. Na primeira seção, revisamos as principais teorias positivas sobre a organização legislativa. Na segunda, argumentamos pela necessidade de adaptação destas ao caso brasileiro, no que sugerimos algumas hipóteses sobre a composição das Comissões legislativas no Brasil para, na sequência, as testamos com dados sobre a Câmara dos Deputados. Por fim, resumimos nossos resultados e discutimos suas implicações.

1 O Congresso Americano Como Ponto de Partida

Em coletânea organizada por Timothy Power e Nicol Rae sob o título “*Exporting Congress?*”, é possível notar a preocupação dos autores em oferecer uma resposta a respeito da validade da aplicação de modelos produzidos para a análise do Congresso Americano em parlamentos na Europa e na América Latina (POWER & RAE, 2006). Tal indagação, se não põe em dúvida a “universalização de paradigmas”, ao menos é o suficiente para indicar que são necessárias mediações e adaptações para a transposição de um modelo - ou mais de um, caso queira-se testar simultaneamente outros dos produzidos por formalistas americanos.

De fato, a produção científica acerca do Congresso Americano, e, mais especificamente, da *House of Representatives*, além de volumosa e variada, remonta ao século XIX (POLSBY & SCHINCKLER, 2002; EDWARDS et al., 2011). Após um primeiro momento com alternância entre enfoques sociológicos e organizativos, a partir da década de 1970, à luz das teorias positivas da *rational choice* e das reformas no interior do legislativo, começam a proliferar os primeiros estudos com o foco direcionado para as estratégias individuais e, em fase posterior, para o papel das regras institucionais como condicionantes destas mesmas estratégias.

Dessa última vertente nasce o chamado *New Institutionalism*, que abriga três das linhas explicativas mais conhecidas a respeito do papel desempenhado pelas Comissões.

De forma esquemática, e a despeito das múltiplas alternativas discutidas em seu bojo², a distributivista parte do princípio de que o que importa para o parlamentar é maximizar sua chance de reeleição e que, sendo assim, ele buscará pertencer à Comissão que a incrementa. Em sua formulação mais conhecida, a explicação disto reside no efeito de *enforcement* produzido por estas, o que permitiria a substituição de barganhas por *policy* e *pork* num ambiente de mercado por um sistema de controle de agenda em jurisdições específicas, algo mais apropriado às incertezas do trabalho legislativo. Deste comportamento racional e individualista, surgiriam *structured induced equilibrium*, em contraposição à formação de coalizões em ambientes sem constrangimentos (*preference based equilibrium*) (SCHEPSLE, 1995, p. 283; WEINGAST e MARSHALL, 1988).

Por sua vez, a teoria informacional enfatiza a assimetria de informações entre Comissões e plenário. Resumida aqui por Keith Krehbiel (1991), esta linha argumenta que, quando o pêndulo da assimetria de informações entre plenário e Comissões favorece estas últimas, há um destaque do seu papel no processo legiferante. Sendo assim, permanência em determinada comissão geraria parlamentares especializados, reforçando o poder das Comissões em relação ao plenário e constrangendo os partidos através da regra de *seniority*, uma vez que a violação desta poderia acarretar incerteza ao plenário em relação aos possíveis resultados de determinada legislação. Desta forma, as Comissões não apenas adquiririam grande autonomia como também se transformariam nos protagonistas do processo legislativo (KREHBIEL, 1998). Conforme já destacavam estudos mais antigos, a pujança da regra de *seniority* e da permanência em uma mesma comissão são elementos que reforçam a especialização e a economia no trabalho legislativo (CLAPP, 1962).

Por fim, a versão partidária, representada tradicionalmente por Gary Cox e Matthew McCubbins (1993), ressalta o papel do partido como um instrumento coordenativo. Contrariamente às duas primeiras linhas, que buscam explicar o comportamento no legislativo, e, por conseguinte, o papel das comissões, a partir da maior autonomia destas frente ao principal (plenário), com largo espaço para as preferências individuais, a linha partidária parte de uma releitura das teorias da organização industrial para demonstrar a importância dos partidos na superação dos problemas coordenativos encontrados pela *social choice* (i. e., teorema de Arrow e ausência de pontos focais). De forma *hobbesiana*, a autoridade central exercida por meio das prerrogativas regimentais possibilita aos líderes o controle das indicações para as Comissões e da agenda do processo legislativo em prol da geração de incentivos coletivos (COX e McCUBBINS, 1993, p. 85).

² Aqui, nos focamos nas principais contribuições dessa literatura, algumas das quais já aplicadas no Brasil. Para uma discussão mais abrangente dessas teorias e dos diversos modelos disponíveis, ver Edwards et al, 2011.

De qualquer maneira, não se pode esquecer que tanto a teoria partidária quanto a informacional – e também a distributivista – foram formuladas para um *environment* institucional que conforma voto distrital, presidencialismo e bipartidarismo. O primeiro elemento, ainda que contemple espaços individuais, circunscreve a campanha em um território delimitado. O segundo elemento, como bem demonstrou Woodrow Wilson ([1990] 2003), fez surgir a preocupação com o fortalecimento do legislativo – e, por conseguinte das Comissões – como instrumento de *check and balances*. E, por fim, o bipartidarismo, que, segundo *as Leis de Duverger*, seguiu-se como fruto de um sistema de *plurality*, acaba por influenciar decisivamente a montagem de governos e a governabilidade.

A importância da influência desse *environment* pode ser confirmada quando se contrasta a experiência do legislativo americano com democracias européias, nas quais é flagrante a ausência de prerrogativas das Comissões, sendo praticamente inexistente as *closed rules* (LONGLY e DAVIDSON, 1998), e de forma cabal no contraste com as experiências latino americanas (MORGENSTERN e NACIF, 2002). No primeiro caso, prevalece o controle partidário sobre a arena eleitoral e o papel quase “pró-forma” das Comissões. No segundo caso, apesar das diversas interrupções da democracia, em muitos casos inexistem Comissões com prerrogativas relevantes. Tal contraste, portanto, indica para a necessidade de outros instrumentais teóricos para a transposição dos modelos formais produzidos pelo neoinstitucionalismo (MÜLLER, 2009).

No contexto brasileiro, as tentativas de aplicações dessas teorias privilegiaram a linha partidária e a linha informacional. Figueiredo e Limongi (1999) inauguraram a vertente partidária ao constatar a disciplina das votações em plenário. Seguindo os autores, com base nos argumentos de Cox e McCubbins (1993), por força dos imperativos regimentais os líderes partidários seriam capazes de obter percentuais de cerca mais de 80% de disciplina (FIGUEIREDO E LIMONGI, 1999). No tocante ao recrutamento para as comissões, Müller (2005) procurou demonstrar que no início das legislaturas as trajetórias partidárias são observadas quando se tratam de Comissões estratégicas para a execução das metas partidárias.

Já no que tange a linha informacional, Santos e Almeida (2011) procuraram identificar a importância dos relatores como um elemento de interação entre executivo e legislativo no país. Segundo os autores, o Presidente disporia de melhores informações em relação ao legislativo, que possui um fraco sistema de Comissões. A chave dessa interação estaria na prerrogativa do pedido de urgência, que serviria como o *locus* da disputa pelas relatorias, uma vez que as Comissões controladas pela oposição tenderiam a procurar relatores que pudessem gerar informações complementares e antagônicas em relação ao que foi apresentado no projeto oriundo do Executivo, o que inibiria pedidos de urgência por parte deste (op. cit., p. 35-37).

Também na vertente informacional, Pereira e Muller (2000) analisaram a composição das Comissões. Segundo eles, por causa da preponderância do Executivo e da já mencionada tibieza das Comissões na Câmara, a lealdade ao Executivo e a produção de informação seriam os principais determinantes das indicações. Fazendo uso das votações nominais como *proxy* da fidelidade ao governo, simulações de e um modelo probit, corroboraram essas hipóteses.

Não obstante esses esforços principais, que certamente nos projetaram a um novo patamar de conhecimento a respeito do Congresso Nacional, resta a dúvida: as inferências produzidas pela literatura nacional, com seus enfoques diversos e amostras de diferentes tamanhos, nos permitem concluir que as Comissões legislativas no Brasil são instrumentos de produção de informação, ou de fins particularistas ou, ainda, de fins partidários? Além disso, também há que se questionar se a transposição das proposições derivadas dos principais modelos produzidos pela literatura americana é válida. Ainda que frequentemente se mencione o paroquialismo no debate público como uma barreira à democracia, o Congresso Nacional carece de duas das principais características pressupostas pelo modelo industrial-distributivista, quais sejam: regra de *seniority* e poder e controle total da agenda que vai ao plenário (WEINGAST E MARSHALL, 1988). Além disso, ainda que as assunções sejam preenchidas pelo caso brasileiro, aqueles três modelos são formalmente incompatíveis, tanto pela especificação dos jogadores (diferentes principais) quanto pelo número de dimensões utilizada (no caso americano, a disputa partidária pode ser analisada em apenas uma) e pelas funções de utilidade - e. g., o *trade-off* entre informação e distribuição (GILLIGAN e KREHBIEL, 1989). Ao aplicar estas teorias aqui, portanto, estaríamos produzindo resultado ancorados nesses modelos? E como resolvemos os problemas de achados empíricos contraditórios na ausência destes? No restante do trabalho, procuramos especificamente oferecer respostas a estas questões, além de discutir outros problemas metodológicos encontrados na literatura nacional.

2 Hipóteses Para o Caso Brasileiro

Encontramos um primeiro esforço de importação daquelas teorias neoinstitucionalistas em Pereira e Muller (2000). Segundo os autores, pela possibilidade de editar Medida Provisórias, solicitar Pedidos de Urgência, além do poder discricionário sobre as Emendas Parlamentares e o orçamento como um todo, as Comissões no país não são tão fortes quanto as americanas (MULLER, 2005; SANTOS, 2003). Deste modo, elas não forneceria tantos incentivos à auto-seleção, já que cumpriram antes funções informacionais do que, por causa do poder de veto reduzido em suas áreas de jurisdição, distributivo (PEREIRA e MUELLER, 2000; RICCI e LEMOS, 2006; SANTOS e ALMEIDA, 2011). A estratégia dominante dos deputados em busca da reeleição seria, neste caso,

fidelidade ao governo (e, secundariamente, acúmulo de informação). Este, por seu turno, tendo controle da agenda do plenário e contando com poder de veto, poderia simplesmente direcionar suas atenções para as Comissões mais importantes aos seus interesses. Combinados, esses incentivos institucionais nos dão duas hipóteses principais para o caso brasileiro:

H1: Parlamentares com *expertise* e *seniority* seriam privilegiados nas indicações para as vagas em todas as Comissões, já que eles ajudariam a reduzir custos de aquisição de informação pelo plenário.

H2: Por causa do poder Executivo forte, a fidelidade ao governo aumentariam as chances de indicação para as Comissões mais importantes da Câmara, como a de Constituição e Justiça (CCJ)³ e a de Finanças e Tributação (CFT)⁴. Através da fidelidade aos seus respectivos partidos, os líderes partidários fariam suas indicações a essas Comissões.

De qualquer forma, também é razoável supor que as diferenças nos sistemas eleitoral e partidário também impactem nos incentivos à composição das Comissões. Apesar de uma considerável literatura alegar que os candidatos à Câmara estruturam suas campanhas individualmente e que utilizam o Congresso como um trampolim para cargos executivos (e. g. SAMUELS, 2003), os partidos brasileiros têm mecanismos de controle sobre seus membros e sobre as votações no plenário e participam do governo através da montagem de coalizões (GUARNIERI, 2011, LIMONGI e FIGUEIREDO, 1999; PEREIRA e MULLER, 2003). Além disso, circunstâncias conjunturais como a situação governamental, tamanho das bancadas, importância relativa de determinada Comissão, entre outros, possivelmente interagem com essas características do sistema multipartidário. Assim, seguindo Young e Heitshusen (2003), que argumentam que a composição das Comissões da *House of Representatives* varia temporal e seccionalmente por razões conjunturais e ideológicas, podemos esperar que nas Comissões na Câmara dos Deputados as seguintes hipóteses condicionais também se apliquem:

H3: As Comissões que tratam de temas específicos, como a Comissão de Agricultura e Política Rural (CAPR), a de Seguridade Social e Família (CSSF) e a de Educação, Cultura e Desporto (CDH), entre outras, podem ser importantes apenas para alguns partidos. Aqui, esperamos que partidos à direita no espectro ideológico tentarão influenciar a composição da CFT e da CAPR, enquanto que partidos mais à esquerda tentarão influir em Comissões como a CSSF e a CECD.

³ Os nomes das Comissões são referentes ao período de análise. Atualmente, muitas delas tiveram seus nomes alterados.

⁴ Para uma classificação das Comissões Permanentes de acordo com a importância de cada uma, ver Muller (2005).

H4: As demais Comissões, como, por exemplo, a de Viação e Transportes (CVT), ficarão abertas à auto-seleção, não sendo distinguível qualquer padrão de composição com bases partidárias.

Esperamos que as três teorias ajudem a explicar a composição das Comissões na Câmara. Neste ponto, a despeito das da incompatibilidade entre elas (cf., YORDANOVA, 2009, p. 261), concordamos com um importante conjunto de estudos que defende a possibilidade de justaposição e interação entre os critérios de composições oriundos daquelas três teorias (EPSTEIN E O'HALLORAN, 1999; GROSECLOSE, 1994, p. 456; YOUNG e HEITSHUSEN, 2003). Deste modo, sugerimos que um modelo mais adequado ao caso brasileiro passa necessariamente pelo reconhecimento da agência dos líderes partidários e que, adicionalmente, a estratégia destes é determinada pela antecipação da estratégia tanto dos Deputados (os determinantes das decisões destes seriam consideradas exógenas) como do governo (que procura maximizar suas utilidades relacionadas a *policy* e diminuir seus custos com distribuição de *office*). Longe de ser uma peça secundária na relação Executivo-legislativo, portanto, acreditamos que as Comissões canalizam incentivos coletivos, por um lado, e contribuem para o desempenho legislativo do governo, por outro.

Adicionalmente, sugerimos, através das hipóteses H3, H4 e H5, que a teoria partidária pode ser estendida além da clivagem governo/oposição, já que, num sistema multipartidário, as estratégias partidárias de manutenção e promoção de incentivos coletivos podem estar ligadas à ocupação de Comissões específicas por partidos de apelo ideológico e eleitoral também específicos (i. e. multidimensionalidade). Para ser fiel ao argumento de Cox e McCubbins (1993), portanto, julgamos necessário considerar os partidos individualmente e suas diferenças mútuas.

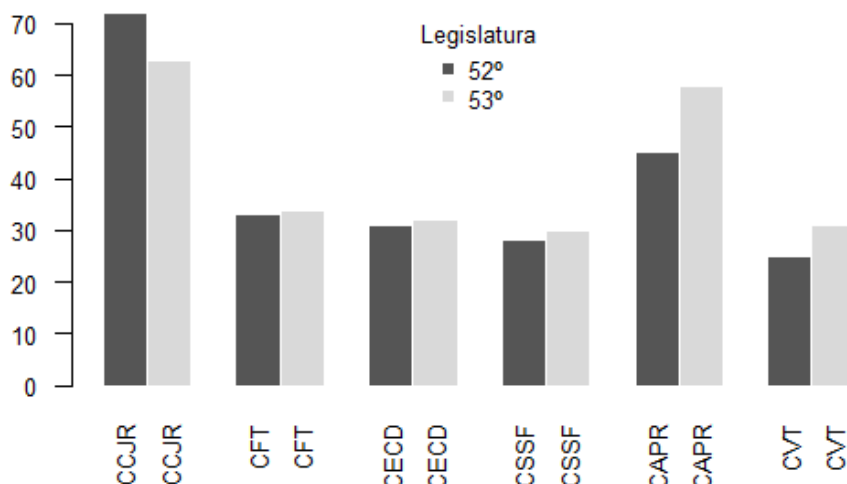
3 Dados e Método

Na literatura americana sobre o tema, as Comissões são empregadas como unidade de análise na maioria das vezes. Aqui, primeiramente, a unidade de análise utilizada é a díade deputado-legislatura entre a 52^ª e a 53^ª Legislaturas da Câmara dos Deputados, o que nos dá uma amostra contendo 1026 observações. Por conta do N pequeno de Comissões, tomar os deputados como casos é a estratégia frequentemente adotada pela literatura nacional (e. g. SANTOS, 2003; MULLER, 2005). Cabe reter ainda que a análise aqui incide sobre a composição inicial das Comissões no início das legislaturas, quando, segundo o Regimento Interno da Câmara, os líderes partidários formulam listas com suas indicações para as vagas a que o partido tem direito de acordo com o tamanho de sua bancada. A principal razão para este procedimento é evitar problemas na comparação. Como é notório na literatura, a taxa de permanência nas

Comissões da Câmara é baixíssima, mas os determinantes desse fenômeno, por si só, merecem estudo à parte. De outro modo, ao comparar situações de indicação qualitativamente diferentes, acabaríamos por produzir resultados inválidos. No início de cada legislatura, todos os deputados são indicados a uma Comissão Permanentes, e esta decisão é tomada (ao menos protocolarmente) de uma só vez pelos líderes partidários em condições muito semelhantes⁵. O que estamos modelando, desse modo, é decisão do líder de indicar algum membro do conjunto de Deputados disponíveis em sua bancada para determinada Comissão.

As variáveis dependentes são uma série *dummies*, uma para cada Comissão, que assumem o valor de 1 quando o deputado a integra e, em caso contrário, 0. Para dar conta das hipóteses levantadas anteriormente, as Comissões selecionadas foram: (1) CCJ; (2) CFT; (3) CAPR; (4) CECD; (5) CSSF; e (6) CVT. O Gráfico 1 apresenta a distribuição dos membros dessas Comissões nas duas legislaturas analisadas⁶.

GRÁFICO 1 – Número de Deputados por Comissão



Fonte: Câmara dos Deputados (www.camara.gov.br).

Mesmo com a distribuição das vagas nas Comissões sendo feita segundo a proporção das bancadas, como as características de cada uma são, até certo limite, exógenas, podem existir variações entre elas, além das variações temporais, entre legislaturas, e correlação entre observações (os reeleitos). Na ciência política, costuma-se

⁵ O maior problema é a existência de eputados reeleitos, que pode ser controlada com uma *dummy*.

⁶ Alguns poucos casos, por falta de dados em alguma das variáveis, foram excluídos. Como era de se esperar neste caso, ao regredirmos os *missings* nas outras variáveis não encontramos relação alguma.

contornar essas dependências com a adição de variáveis de controle e/ou com erros padrões robustos. Outra solução, utilizada por Yordanova (2009), consiste em realizar uma análise descritiva dos dados para verificar se as variações espaciais e temporais são grandes; em caso negativo, segue-se a análise fazendo *pooling* dos dados; caso contrário, adicionam-se *dummies* para cada partido. Nenhuma dessas soluções, entretanto, escapa de problemas.

Assumindo que a estrutura dos nossos dados é hierárquica, uma regressão linear generalizada com efeitos mistos dá conta dos problemas encontrados nos modelos anteriores. Por ser um meio termo entre o *pooling* e o *no pooling*, o modelo misto equilibra os coeficientes individuais dos grupos com poucos casos extraindo informações dos restantes e, ao mesmo tempo, permite que grupos com N maiores sejam estimados de forma quase independente. Outros benefícios incluem melhor avaliação da incerteza e melhor ajuste dos modelos (SHOR et. al., 2007). Utilizamos o seguinte modelo

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = 1) &= \text{logit}^{-1}(\alpha_{j[i]} + \beta_{j[i]}x_i + X\beta) \text{ para } i = 1, \dots, 1026 \\ \alpha_j &\sim N(\mu_\alpha, \sigma_\alpha^2 \rho \sigma_\alpha \sigma_\beta) \text{ para } j = 1, \dots, 38 \\ \beta_j &\sim N(\mu_\beta, \rho \sigma_\alpha \sigma_\beta \sigma_\beta^2) \text{ para } j = 1, \dots, 38 \end{aligned}$$

onde a variável dependente é a probabilidade de pertencer à determinada Comissão e os componentes sistemáticos incluem, além dos efeitos fixos, um *intercept* e um coeficiente aleatórios para a interação entre partidos e legislaturas, ambos modelados como distribuições normais⁷.

Para testar a hipótese H1, extraída da teoria informacional, utilizamos como variáveis independentes a *expertise*, que consiste em *dummies* para cada tipo de profissão relacionada à alguma Comissão (e. g. advogado para a CCJ, economista para a CFT, médico para a CSSF, engenheiro para a CVT, etc.). Esta variável busca analisar a hipótese informacional de que experiência prévia não-relacionada com *seniority* está associada com a probabilidade de ser indicado para determinada Comissão. Sem discriminar entre deputados com experiência legislativa prévia ou não, ela permite avaliar a teoria informacional a despeito das ondas de renovação na Câmara. Além desta variável, também

⁷ Para nos precavermos de que a correlação entre indivíduos (que possuem *clusters* de, no máximo, duas observações – os reeleitos) não alteram os resultados que se seguem, repetimos os testes com equações de estimação generalizada com estrutura de correlação não-estruturada, erros padrões robustos e *dummies* para todos os maiores partidos e para a última legislatura. Esse método estima algo diferente do modelo com efeitos mistos, já que ele faz uma média dos efeitos aleatórios (*population averages*). Os resultados (que podem ser solicitados aos autores) não foram substantivamente alterados.

utilizamos *reeleição*, uma *dummy* que assume o valor de 1 caso o deputado tenha sido reeleito; e *experiência executiva*, uma *dummy* com os valores iguais a 1 atribuídos aqueles deputados que já assumiram cargos no poder executivo. Ambas as variáveis visam indicar a *seniority* dos deputados.

Para testar as hipóteses adaptadas da teoria partidária, entretanto, a escolha de indicadores é mais difícil. Um bom número de estudos sobre o Congresso americano valeu-se das votações em plenário, mais especificamente, das posições ideais dos deputados numa única dimensão. Essa variável é então utilizada para indicar as preferências de cada parlamentar dentro de determinada Comissão vis-à-vis o restante do seu partido: se ele estivesse posicionado próximo à mediana, ele seria representativo do partido como um todo; se estivesse no extremo do seu lado do espectro ideológico, tornaria-se peça importante para levar a mediana de uma Comissão para o lado de seu partido (*party-stacking* ideológico). O uso desse *proxy* partidário, entretanto, sofre de um maior problema. Conforme discutido por Hall e Grofman (1990), o comportamento no plenário não está necessária ou suficientemente relacionado com o nas Comissões. Como sugerem os autores, para terem liberdade nestas talvez seja necessário aos deputados abdicar da liberdade de exercer suas preferências no plenário. Assim, posições ideais e disciplina no plenário seriam apenas incidentalmente relacionadas ao tipo de vínculo entre parlamentar e partido que a teoria partidária pretende captar (YORDANOVA, 2009, p. 258). A adotamos, assim, com ressalvas⁸⁹.

Incluímos duas outras variáveis relacionadas à trajetória partidária e à ocupação de espaços nas organizações intrapartidárias. A primeira delas é a *coerência ideológica*, uma variável categórica que assume o valor de 0 quando o deputado nunca mudou de partido em toda a sua vida política, 1 para quando mudou para um partido dentro do mesmo bloco ideológico que o seu, 2 para uma mudança para um bloco adjacente e, por fim, 3 para uma mudança para o bloco oposto. A distinção entre os três blocos – centro, direita e esquerda – foi tomada de Limongi e Figueiredo (1999). Esperamos que esta variável seja negativamente associada com a probabilidade de indicação para as Comissões mais desejadas pelos partidos, segundo as hipóteses anteriormente esboçadas. A outra variável é uma *dummy* para a *participação em diretórios partidários*, tanto estaduais quanto nacionais.

⁸ Seguimos o procedimento de Figueiredo e Limongi (1999). A discussão sobre a operacionalização do Índice de Rice é extensa, mas uma das alternativas mais confiáveis encontra-se em Carey (2004). Particularmente, ponderar as votações pela margem do resultado parece metodologicamente mais adequado do que estabelecer um *threshold* arbitrário. Contudo, é provável que ambos produzam resultados muito parecidos.

⁹ A estandardizamos da seguinte forma: $sDisc = x_i - \mu / 5$, onde i é um índice para os deputados e μ é a média da disciplina partidária.

4 Determinantes da Composição das Comissões da Câmara

A Tabela 1 apresenta os resultados dos modelos multiníveis para as seis Comissões examinadas¹⁰. Para avaliar os modelos apresentados nela, o AIC nos dá bons indicativos ao equilibrar melhor ajuste e complexidade do modelo¹¹. Como esperado, onde existia variação entre grupos, o AIC é mais baixo. Na CCJ, na CAPR e na CVT, entretanto, os efeitos aleatórios não captaram variação substancial, o que indica que a divisão de vagas entre os partidos nas duas legislaturas foi, como sugere o Regimento Interno, proporcional nessas Comissões – nenhum deputado teve suas chances de ingressar nelas modificadas por ser membro de determinado partido. Nestes casos, o modelo misto foi quase indistinguível de uma regressão clássica, com *pooling* dos dados.

Passando para a análise dos coeficientes, o primeiro resultado, que se mantém significativo e substancial entre todos os modelos, é o da relação positiva entre *expertise* e chance de ingresso nas Comissões. Quando o valor das demais variáveis é 0 e a disciplina partidária está na média, as probabilidades de pertencer à CAPR e à CSSF associadas com ter *expertise* são de 86% e 95%, respectivamente; na CFT ela é mais baixa, de 68%. Isso corrobora a hipótese H1, de que critérios informacionais explicam a composição das Comissões na Câmara dos Deputados: parlamentares com experiência profissional afim com a área de jurisdição de sua Comissão ajudam a casa ao reduzir custos de informação e as incertezas do plenário, ao menos de acordo com os nossos resultados. Os demais coeficientes variam entre as Comissões, alguns deles inclusive contradizem as hipóteses. Para a hipótese H2, que estipula que indicadores partidários seriam bons preditores da indicação para Comissões mais importantes, por exemplo, encontramos poucas evidências favoráveis. Para a CCJ, *coerência ideológica* tem o sinal esperado e cobre a magnitude de dois desvios-padrão. Os coeficientes das demais variáveis partidárias, como *participar em diretório* e *disciplina partidária*, são baixos e possuem erros-padrões grandes. Na CVT, conforme previa a hipótese H4, nenhum critérios além do informacional é distinguível.

¹⁰ Todos os testes foram rodados com o R 3.0.2. Os *scripts* encontram-se em: <https://github.com/meirelesff>.

¹¹ A comparação direta entre modelos, contudo, é desaconselhável: como o AIC leva em consideração o número de parâmetros estimados (a adição de cada um incrementa em duas unidades o resultado final), o *partial pooling* que o modelo multinível faz torna esse número difícil de ser fixado. Como regra geral, portanto, são apenas comparáveis modelos que utilizam o mesmo banco de dados e as mesmas variáveis dependentes – o que não é o nosso caso.

TABELA 1 – Determinantes da Composição das Comissões Permanentes da Câmara
(2002-2010)

	CCJ	CFT	CAPR	CECD	CSSF	CVT
Expertise	1.89 (0.20)	0.78 (0.33)	1.96 (0.32)	1.93 (0.29)	3.11 (0.32)	1.35 (0.35)
Reeleição	-0.16 (0.20)	0.87 (0.30)	-0.14 (0.20)	-0.45 (0.28)	-0.48 (0.31)	0.10 (0.29)
Exp. Executiva	-0.06 (0.23)	0.11 (0.29)	-0.02 (0.24)	-0.24 (0.34)	-0.50 (0.37)	0.03 (0.32)
Coerência Ideol.	-0.25 (0.15)	0.21 (0.21)	-0.40 (0.16)	-0.32 (0.33)	-0.12 (0.26)	0.25 (0.19)
Diretório	-0.17 (0.31)	0.16 (0.38)	0.25 (0.28)	-1.16 (0.61)	0.25 (0.41)	-0.03 (0.42)
Disc. Partidária	0.01 (0.05)	-0.05 (0.06)	-0.04 (0.05)	0.00 (0.07)	-0.19 (0.06)	-0.01 (0.07)
Constante	-2.08 (0.28)	-3.82 (0.49)	-1.53 (0.28)	-2.42 (0.46)	-3.28 (0.45)	-3.48 (0.41)
$\sigma_{\alpha_i}^2$	0	0.64	0	0.26	0.18	0
$\sigma_{\beta_i}^2$	0	0.32	0	0.42	0.16	0
Deviance	701.8	476.9	694.9	421.8	336.4	419.9
LogLikelihood	-350.8	-238.4	-345.44	-210.9	-168.18	-209.9
<i>N</i>	1026	1026	1026	1026	1026	1026

Fonte: Banco de dados Legislativos – Cebrap; Câmara dos Deputados (www.camara.gov.br).

Nota: Erros-padrões entre parêntesis.

No geral, o desempenho dos modelos é baixo. Ao contrário do que sugerem outros estudos, quando se utiliza uma série interpolada e preditores adequados a ela, os resultados esperados não são encontrados, o que talvez indique que, justamente por poder trocar os membros a qualquer momento, a decisão inicial dos líderes das bancadas não precisa pautar-se por qualquer critério. Adicionalmente, a variação na variável dependente, sujeita à divisão proporcional pelo Colégio de Líderes, é exogenamente produzida, o que impede nos impede de estimarmos os efeitos entre partidos; mesmo nas Comissões em que os efeitos aleatórios são captados, ele são pequenos. Por fim, a condicionalidade na indicação, que é um tipo de escolha em que utilidades são comparadas (McFadden, 1973), e a raridade do evento observado (em muitos partidos, o número de membros de uma Comissão fica entre 1 e 3) não nos permitem estimar adequadamente o efeito dos preditores¹². Por estes motivos, nos voltamos para uma solução não-paramétrica na sequência.

¹² Entretanto, não é só a literatura da área que desconsidera estes problemas na estrutura dos dados. Uma boa leva de estudos nacionais sobre indicação de candidatos e determinantes de sucesso eleitorais apresentam problemas semelhantes.

Características das composições partidárias

Sendo X o conjunto de deputados de um partido e N o número de vagas deste em alguma Comissão, as combinações não-repetidas de maneiras de preenchê-las é dado por

$$C = \frac{X!}{N!(X - N)!}$$

Se pudéssemos gerar todas essas combinações, extrair de cada uma alguma estatística e a compararmos com a estatística empiricamente observada, poderíamos obter a proporção de vezes em que esta foi maior ou menor que aquelas geradas e ver se esta ultrapassa um valor α qualquer. Ainda que isso seja inviável para amostras muito grandes, simulação de Monte Carlo nos dá uma aproximação assintótica disso¹³. A partir do clássico artigo de Groseclose (1994), essa solução se tornou corrente na literatura americana, ainda que muitos de seus procedimentos não sejam corretamente empregados, enviesando os resultados (cf. OVERBY et al, 2004).

As estatísticas usadas nas distribuições sob a hipótese nula, segundo a qual não existe diferença entre os *scores* dos membros de uma Comissão em relação aos demais, são a média e a mediana. Esta geralmente é a empregada pela literatura por ser menos sensível a *outliers*, o que ajuda a evitar erros tipo I e corresponde a algo real - o membro pivotal (GROSECLOSE, 1994; YOUNG e HEITSHUSEN, 2003); por outro lado, esse mesmo procedimento é mais sensível a erros de mensuração, além de tratar irrealisticamente a intensidade das preferências (MCELROY, 2006; OVERBY et. al, 2004). Empregamos as duas estatísticas, realizando um teste para cada uma¹⁴.

Os *scores* utilizados são a disciplina partidária e a governamental. Ainda que não indiquem preferências e apresentem problemas, são, no momento, o melhor *proxy* disponível sobre a influência do governo e do partido sobre o comportamento dos parlamentares. O valor de α utilizado é 0.1, o que relaxa as condições para aceitar H_1 , isto é, que a disciplina dos membros dessas Comissões é maior do que o dos não-membros do mesmo partido. Realizamos 10000 simulações para cada um dos dez maiores partidos no período nas quatro maiores Comissões, para evitar combinações possíveis inferiores a mil. O viés de seleção que possa existir ao considerar apenas estes casos com é matizado por

¹³ Para realizar o procedimento, desenvolvemos uma pequena função em R para gerar as permutações e extrair as estatísticas. O *script* dela e de outras modificações (versões *two-tailed* e com *cluster*), além de outra para gerar gráficos, encontram-se em: https://github.com/meirelesff/Papers/tree/master/paper_comissoes.

¹⁴ Normalmente, a diferença entre elas não é grande. Entretanto, quanto maior a variação no *score* utilizado, ou quanto menor o número de elementos da amostra, maior a diferença. A correlação entre média e mediana foi de .63 para a disciplina partidária e de .66 para a governamental.

uma consideração teórica, entretanto: as demais Comissões são consideradas menos importantes, e, nos partidos pequenos, o problema coordenativo é quase inexistente, tornando comportamento individual e partidário quase indistinguíveis. De qualquer modo, a extrapolação dos resultados requer cautela. Os resultados estão na Tabela 2.

Os dois primeiros aspectos a serem ressaltados é a variação entre os partidos, que fica oculta nas análises que tomam por unidade as Comissões, e, na versão $R < 0$ do teste ($p = 1 - \alpha$), a frequência com que muitos partidos indicam seus membros menos disciplinados as Comissões mais importantes. Inicialmente, tal constatação pode estar relacionada a auto-seleção nesses partidos (principalmente no PMDB, o que faz algum sentido intuitivamente), algo que, entretanto, não podemos testar na ausência de indicadores adequados¹⁵. Dos casos em que a H1 foi confirmada, o único robusto nos dois *scores* e nas duas estatísticas é o do PFL (52º legislatura) na CAPR.

Em parte, isso talvez se deva justamente a possibilidade dos líderes de transferir de forma *ad hoc* os membros mais disciplinados de sua bancada, já que estes poderiam se auto-selecionar e, eventualmente, trocar de Comissão quando necessário. Outra possibilidade, esta mais plausível, é de o teste conduzido desta forma teria um viés pró H0 (YOUNG e HEITSHUSEN, 2003). Deste modo, explicar variação entre os *p-values* seria algo mais adequado. Entretanto, por causa no N pequeno e *missings*, dois modelos que rodamos não obtiveram ajustes minimamente razoáveis. O primeiro foi um *logit* com uma matriz com duas colunas, uma para o número de vezes em que a estatística empírica foi maior do que a simulada e, a outra, para o número total de simulações, como variável dependente e, como variáveis independentes, *dummies* para o status governamental do partido, partidos de esquerda e Comissões importantes (CCJ e CFT), e uma variável contínua para a proporção vagas/total da Comissão para cada partido (se um partido possui poucas vagas numa Comissão, talvez o líder não ache vantajoso fazer *party-stacking*). O segundo foi um modelo linear com as mesmas variáveis, com transformação logarítmica de p e p_2 . O AIC do primeiro foi superior a 33 mil; o R^2 ajustado do segundo, inferior 0.02 em todas as especificações utilizadas.

¹⁵ Por si só, este é um enorme problema, já que a literatura distributivista emprega majoritariamente percentagem de votos e número de reeleições, características longe de serem necessárias ou suficientes para a auto-seleção.

TABELA 2 – Composição das Comissões Permanentes segundo as disciplinas partidária e governamental

	CCJ				CFT				CAPR				CSSF				N
	Disc. Part.		Disc. Gov.		Disc. Part.		Disc. Gov.		Disc. Part.		Disc. Gov.		Disc. Part.		Disc. Gov.		
	p	p2	p	p2	p	p2	p	p2	p	p2	p	p2	p	p2	p	p2	
PMDB (52)	.94**	.83	.89	.94**	.99**	.99**	.97**	.99**	.11	.11	.1	.14	.72	.37	.45	.12	68
PSDB (52)	.35	.4	.93**	.74	.17	.29	.64	.97**	.36	.36	.22	.22	.31	.58	.49	.76	63
PFL (52)	.35	.83	.85	.95**	.18	.29	.96**	.75	.09*	.21	.93**	.99**	.69	.91**	.53	.4	78
PT(52)	.17	.34	.08	.42	.64	.62	.51	.68	.59	.86	.46	.83	.89	.51	.9	.68	85
PDT(52)	-	-	-	-	-	-	-	-	.76	.96**	.18	.31	-	-	-	-	21
PTB(52)	.86	.97**	.74	.94**	-	-	-	-	.78	.41	.79	.41	-	-	-	-	25
PPS(52)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	14
PP(52)	.42	0.6	.75	.79	.76	.65	.69	.63	.87	.89	.75	.89	.65	.76	.48	.66	48
PSB(52)	.32	.52	.26	.37	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	22
PR(52)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	23
PMDB (53)	.91**	.92**	.96**	.95**	.63	.3	.33	.02*	.35	.52	.33	.54	.91**	.96**	.76	.94**	89
PSDB (53)	.85	.7	.9	.74	.68	.58	.78	.61	.96**	.98**	.67	.14	.08*	.16	.66	.74	61
PFL (53)	.46	.61	.64	.78	.61	.24	.68	.74	.47	.62	.32	.57	.8	.71	.6	.92**	64
PT (53)	.28	.52	.19	.18	.79	.79	.75	.96**	.86	.29	.77	.21	.56	.7	.39	.43	79
PDT (53)	.18	.15	.18	.39	-	-	-	-	.87	.75	.63	.57	-	-	-	-	23
PTB (53)	-	-	-	-	-	-	-	-	.44	.52	.16	.15	.71	.37	.95**	.96**	23
PPS (53)	.21	.36	.53	.83	-	-	-	-	.18	.37	.11	.09*	-	-	-	-	22
PP (53)	.63	.54	.65	.76	-	-	-	-	.67	.79	.64	.83	-	-	-	-	40
PSB (53)	.09*	.3	.48	.78	-	-	-	-	.56	.1	.53	.22	-	-	-	-	25
PR (53)	-	-	-	-	-	-	-	-	.9	.16	.95	.5	-	-	-	-	26

Fonte: Banco de dados Legislativos – Cebrap; Câmara dos Deputados (www.camara.gov.br).

Nota: p para média e p2 para mediana; * $p < 0.1$ e ** $1-\alpha < 0.1$. As células não preenchidas continham menos de 1000 combinações diferentes possíveis.

5 Discussão e Considerações Finais

A análise da composição das Comissões legislativas no Brasil, tanto por problemas de importação conceitual quanto metodológicos, é particularmente difícil. No decorrer do trabalho, procuramos argumentar que problemas no desenho de pesquisa, na construção de indicadores e nos testes, além da escassez ou inadequação de referenciais teóricos, condicionam a produção de resultados inconsistentes. Ademais, discutimos algumas formas de superar problemas como este e testamos algumas das hipóteses sugeridas pela literatura na Câmara dos Deputados nas 52^ª e 53^ª Legislaturas, especificamente nas seguintes Comissões: CCJ, CFT, CAPR, CECD, CSSF e CVT. Dos resultados obtidos, três merecem destaque: (1) a relação positiva entre posse de *expertise* com probabilidades elevadas de ser indicado para todas as Comissões analisadas; (2) elevada e significativa indisciplina partidária entre diferentes Comissões e partidos – especialmente o PMDB; e (3) extrema variação entre os casos.

Em suma, a melhor explicação para a composição das Comissões no Brasil, de acordo com nossos resultados, é a informacional. Apesar dos indicadores de reeleição e experiência executiva prévia, exercer profissão afim com a temática de uma das Comissões da Câmara é o melhor preditor de indicação para estas. Aqui, corroboramos os achados anteriores de Pereira e Muller (2000). De qualquer forma, a produção de informações requer continuidade, o que não se verifica no caso brasileiro. Enquanto as duas coisas não forem estudadas conjuntamente – rotatividade e produtividade - pouco saberemos a respeito das estratégias empregadas pelos líderes para modificar a composição das Comissões.

No caso das demais teorias, os resultados parecem apontar para um fenômeno similar ao que encontramos no caso americano: a extrema variação temporal e seccional entre os casos. Groseclose (1994) já havia apontado que o teste das teorias neoinstitucionalistas dificilmente produz resultados consonantes com alguma delas e que, entre partidos e Comissões, as variações são consideráveis – o que poderia indicar uma interação entre múltiplos critérios de composição. Mais recentemente, Young e Heitshusen (2003) retomaram esse argumento ao testarem a teoria partidária entre 1947 e 1996. De acordo com eles, as evidências favoráveis àquelas três teorias mudam de legislatura para legislatura e entre Comissões. Um caso ilustrativo disso é o da Comissão de Agricultura na Câmara baixa americana nos anos 70. Nesse período, as preferências dos deputados da Comissão passaram longe da média do plenário, o que coincidiu com o surgimento e a expansão da teoria distributivista; a partir dos anos 90, contudo, a média da Comissão voltou a aproximar-se da do plenário (YOUNG e HEITSHUSEN, op. cit, nota 58). No Brasil,

ao menos em algumas Comissões, variabilidade semelhante também já foi detectada (cf. PEREIRA e MULLER, 2000).

Por fim, acreditamos ser necessária a retomada dos estudos na área. Como os ajustes dos modelos reportaram, os preditores tradicionalmente utilizados, além de outros aqui adotados, orientados pelas hipóteses extraídas dos modelos institucionalistas não dão conta de explicar as indicações para as Comissões. Ao contrário, quando se contornam os principais problemas nos testes, encontram-se mesmo resultados contrários ao esperado, como bancadas partidárias mais indisciplinadas na CCJ e na CFT. Com o atual conhecimento a respeito da relação Executivo-legislativo que a literatura nacional acumulou nos últimos anos, a integração desta com a de estudos sobre as Comissões pode ser profícuo para ambas. Entre outros, analisar a relação entre as organizações partidárias, o governo e *lobbies* certamente poderá ajudar a resolver esses *puzzles*, assim como o desenvolvimento de novas teorias e indicadores.

REFERÊNCIAS

ALMOND, Gabriel A. Political Science: the history of the discipline. In: GOODIN, Robert E. & KLINGEMANN, Hans-Dieter. **A New Handbook of Political Science**. Oxford University Press. 1996, pp. 50-96.

AMES, Barry. The Deadlock of Democracy in Brazil: Interests, Identities, and Institutions in Comparative Politics. **Ann Arbor: University of Michigan Press**, 2001.

ARAÚJO, Paulo Magalhães. Perfil parlamentar e composição das comissões no Senado Federal. In: **VIII Encontro da ABCP**, 2012, Gramado. Anais do VIII Encontro da ABCP, 2012.

CAREY, John M. Competing principals, political institutions, and party unity in legislative voting. **American Journal of Political Science**, v. 51, n. 1, p. 92-107, 2007.

CLAPP, Charles L. **The Congressman: His work as he sees it**. Washington, The Brookings Institution, 1962.

COX, Gary W.; MCCUBBINS, Matthew D. **Legislative Leviathan**. Berkeley. 1993.

DEERING, Christopher J.; SMITH, Steven S. **Committees in congress**. SAGE, 1997.

EDWARDS, George C.; LEE, Frances E.; SCHICKLER, Eric. **The Oxford Handbook of the American Congress**. Oxford, 2011.

EPSTEIN, David; O'HALLORAN, Sharyn. **Delegating powers: A transaction cost politics approach to policy making under separate powers**. Cambridge University Press, 1999.

FIGUEIREDO, Argelina Cheibub; LIMONGI, Fernando. **Executivo e Legislativo na nova ordem constitucional**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 1999.

GILLIGAN, Thomas W.; KREHBIEL, Keith. Asymmetric information and legislative rules with a heterogeneous committee. **American Journal of Political Science**, p. 459-490, 1989.

GROSECLOSE, Tim. Testing committee composition hypotheses for the US Congress. **The Journal of Politics**, v. 56, n. 02, p. 440-458, 1994.

GUARNIERI, Fernando. A força dos partidos fracos. **Dados**, v. 54, n. 1, p. 235-258, 2011.

HALL, Richard L.; GROFMAN, Bernard. The committee assignment process and the conditional nature of committee bias. **The American Political Science Review**, p. 1149-1166, 1990.

JOGERST, Michael. **Reform in the House of Commons: The select committee system**. Kentucky, The University Press of Kentucky, 1993.

KREHBIEL, Keith. **Information and Legislative Organization**. Michigan, University of Michigan Press, 1991.

_____. **Pivotal Politics: A theory of U. S. Lawmaking**. Chicago. The University of Chicago Press. 1998.

LAMOUNIER, Bolívar & MENEGUELLO, Rachel. **Partidos Políticos e Consolidação Democrática. O caso brasileiro**. São Paulo, Brasiliense, 1986.

LIMONGI, Fernando. O novo institucionalismo e os estudos legislativos: a literatura norte-americana recente. **BIB-Boletim Informativo e Bibliográfico de Ciências Sociais**, v. 37, p. 3-38, 1994.

LINDBLOM, Charles E. Political Science in the 1940s and 1950s. In. BENDER, Thomas & SCHORSKE, Carl E. **American Academic Culture in Transformation**. New Jersey. Princeton University Press. 1997, pp. 243-270.

LONGLEY, Lawrence D. & DAVIDSON, Roger H (org). **The New Roles of Parliamentary Committees**. Kentucky. Frank Cass & Co. Ltd. 1998.

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

MARCH, James & OLSEN, Johan. **Rediscovering Institution: The organizational basis of politics**. New York, Free Press, 1989.

MCFADDEN, Daniel. Conditional logit analysis of qualitative response models. **Frontiers in Econometrics**. Academic Press, New York, 1973.

MCELROY, Gail. Committee representation in the European Parliament. **European Union Politics**, v. 7, n. 1, p. 5-29, 2006.

MOLENBERGHS, Geert; VERBEKE, Geert. **Models for Discrete Longitudinal Data**. Springer Series in Statistics, 2005.

MORGENSTERN, Scott & NACIF, Benito. **Legislative Politics in Latin America**. Cambridge. Cambridge University Press, 2002.

MÜLLER, Gustavo. Comissões e partidos políticos na Câmara dos Deputados: um estudo sobre os padrões partidários de recrutamento para as comissões permanentes. **DADOS—Revista de Ciências Sociais**, v. 48, p. 371-394, 2005.

MÜLLER, Gustavo. Representação política: neoinstitucionalismo em perspectiva comparada. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 24, n. 69, p. 115-127, 2009.

NICOLAU, Jairo Marconi. **Multipartidarismo e democracia: um estudo sobre o sistema partidário brasileiro, 1985-94**. Fundação Getúlio Vargas Editora, 1996.

OVERBY, L.; KAZEE, Thomas A.; PRINCE, David W. Committee Outliers in State Legislatures. **Legislative Studies Quarterly**, v. 29, n. 1, p. 81-107, 2004.

PEREIRA, Carlos; MUELLER, Bernardo. **Partidos fracos na arena eleitoral e partidos fortes na arena legislativa: a conexão eleitoral no Brasil**. Instituto Universitário de Pesquisas do Rio de Janeiro, 2003.

PEREIRA, Carlos; MUELLER, Bernardo. Uma teoria da preponderância do poder Executivo: O sistema de comissões no Legislativo brasileiro. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 43, p. 45-67, 2000.

POLSBY, Nelson W. The institutionalization of the US House of Representatives. **American Political Science Review**, v. 62, n. 1, p. 144-168, 1970.

POLSBY, Nelson W.; SCHICKLER, Eric. Landmarks in the Study of Congress since 1945*. **Annual Review of Political Science**, v. 5, n. 1, p. 333-367, 2002.

POWER, Timothy & RAE, Nicol C. **Exporting Congress?** Pittsburgh. University Pittsburgh Press. 2006.

RICCI, Paolo; LEMOS, Leany Barreiro. **Produção legislativa e preferências eleitorais na comissão de agricultura e política rural da câmara dos deputados**. Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Ciências Sociais, 2006.

SAMUELS, David. **Ambition, federalism, and legislative politics in Brazil**. Cambridge University Press, 2003.

SANTOS, Fabiano Guilherme Mendes. **O poder legislativo no presidencialismo de coalizão**. Editora UFMG, 2003.

SANTOS, Fabiano Guilherme Mendes; ALMEIDA, Acir. **Fundamentos informacionais do presidencialismo de coalizão**. Curitiba, Editora Appris, 2011.

SCHEPSLE, Kenneth. Studying Institutions: Some Lessons from the Rational Choice Approach. In: FAN, James (Ed.). **Political Science in History**. New York, Cambridge University Press. 1995.

SHOR, Boris et al. A Bayesian multilevel modeling approach to time-series cross-sectional data. **Political Analysis**, v. 15, n. 2, p. 165-181, 2007.

SMITH, Steven S. Positive theories of congressional parties. **Legislative Studies Quarterly**, p. 193-215, 2000.

WEINGAST, Barry R.; MARSHALL, William J. The industrial organization of Congress; or, why legislatures, like firms, are not organized as markets. **The Journal of Political Economy**, p. 132-163, 1988.

WILSON, Woodrow. **Congressional Government: a study in American politics**. New Brunswick, NJ: Transaction Publishers, [1900] 2003.

YORDANOVA, Nikoleta. The Rationale behind Committee Assignment in the European Parliament Distributive, Informational and Partisan Perspectives. **European Union Politics**, v. 10, n. 2, p. 253-280, 2009.

YOUNG, Garry; HEITSHUSEN, Valerie. Party and the dynamics of congressional committee composition in the US House, 1947-96. **British Journal of Political Science**, v. 33, n. 4, p. 659-679, 2003.