

Quando os testes não amparam as conclusões: composição das Comissões Permanentes da Câmara dos Deputados

Fernando Meireles
meirelesff@hotmail.com

Gustavo Müller
gustavo.muller@terra.com.br

2014, v1.2

Resumo

Num sistema multipartidário e com poder Executivo forte, o teste das três principais teorias neoinstitucionalistas sobre o legislativo - de que os deputados trabalham (a) para si mesmos, (b) para o benefício da casa ou (c) para o bem dos partidos -, traz uma série de problemas que não raro invalidam os resultados. Neste trabalho, contornamos estes através da adaptação e introdução de hipóteses adequadas ao caso brasileiro e do uso de um modelo multinível para lidar com a não-independência entre os casos. Analisando a composição das Comissões Permanentes da Câmara nas 52^o e 53^o Legislaturas, encontramos suporte para a teoria informacional e evidências parciais em favor da teoria partidária. Na contramão de outros estudos, contudo, encontramos considerável variabilidade entre Comissões e entre partidos, o que deve ser levado em conta para que não se façam inferências indevidas a partir do teste de poucos casos.

Palavras-chaves: Comissões Legislativas, Teoria Informacional, Teoria Partidária.

Introdução

Consagrada nacional e internacionalmente dentro da ciência política, a pesquisa na área de estudos legislativos foi potencializada em anos recentes pelo desenvolvimento não apenas de *softwares*, mas também de técnicas e modelos estatísticos que cada vez mais são incorporadas na linguagem da ciência política, a despeito do empobrecimento do argumento teórico e da redução do escopo dos objetos a serem pesquisados. Com efeito, o que hoje se exige dos cientistas políticos são o domínio e o esforço de ajuste de seus objetos a uma linguagem própria da econometria, originalmente desenvolvida para dar suporte a proposições específicas da economia - o que pode ser atestado pelo simples manuseio de quaisquer manuais modernos de metodologia em ciência política.

Especificamente no estudo sobre a composição para as Comissões, orientado pelas três principais linhas interpretativas do neoinstitucionalismo, - a saber: a distributivista, a informacional e a partidária (LIMONGI, 1994) -, as dificuldades decorrem também dos arranjos institucionais e da operacionalização das variáveis (HALL; GROFMAN, 1990; YOUNG; HEITSHUSEN, 2003, Nota 17, Appendix). Conjuntamente, tanto aquela complexificação metodológica quanto estes outros problemas contribuíram para alimentar a enorme literatura sobre o tema, que foi continuamente pautada por debates intermináveis como o das origens da auto-seleção ou o das causas dos *preferencial outliers* entre as três correntes (POLSBY; SCHICKLER, 2002; SMITH, 2000). O avanço na área, portanto, não é linear.

Com enfoques diferenciados, é possível destacar alguns trabalhos que, direta ou indiretamente, utilizam as premissas de uma ou mais destas linhas teóricas acima citadas no Brasil, uma vez que, como advertem Epstein e o'Halloran (1999), é perfeitamente plausível admitir-se que as Comissões possam desempenhar simultaneamente os papéis distributivistas, informacional e partidário. A linha distributivista, ou a distributivista e a informacional, estão presentes nos trabalhos de, e. g., Ames (2001) e Pereira e Mueller (2003), respectivamente. A perspectiva informacional foi desenvolvida por Santos e Almeida (2011). E, por fim, a perspectiva partidária, no que se refere às votações em plenário, foi abordada por Figueiredo e Limongi (1999), e, no que concerne ao recrutamento para as comissões, por Müller (2005).

Apesar desses esforços, a literatura nacional que testou as hipóteses sobre a composição das Comissões derivadas das três teorias apresenta alguns dos problemas já mencionados. Ao adaptar essas teorias para o contexto brasileiro, é necessário não só matizar os pressupostos de cada uma como também os efeitos esperados do contexto institucional. Com fraca conexão eleitoral, sistema multipartidário e um poder Executivo forte, as hipóteses extraídas do caso americano devem ser necessariamente repensadas ao serem importadas para o país – o que também implica uma reavaliação das ferramentas metodológicas e dos indicadores empregados.

O que procuramos argumentar neste trabalho é justamente que as dificuldades inerentes à complexidade do objeto e das ferramentas metodológicas não raro levam à produção de resultados empíricos pífios ou inválidos. Através da análise da composição das Comissões Permanentes na Câmara dos Deputados entre a 52^o e a 53^o Legislaturas, ilustramos como, ao desconsiderar as variações entre partidos e legislaturas, a seleção de indicadores adequados e as condições por detrás das hipóteses utilizadas, os testes podem gerar resultados imprecisos. Como solução, propomos algumas hipóteses condicionais acerca do processo de composição das Comissões e uma forma de testá-las que considera os efeitos aleatórios dos partidos e das legislaturas.

Após esta, seguem cinco seções. Na primeira, discutimos as teorias positivas sobre a organização legislativa americana em seu contexto original. Na segunda, argumentamos

que, por causa do multipartidarismo e da importância relativa das Comissões para cada partido, é necessário adaptar algumas e incluir outras hipóteses sobre a composição das Comissões. Na sequência, apresentamos nossos dados e os métodos que utilizamos para contornar problemas de não-independência entre casos e heterocedasticidade comuns em estudos semelhantes. Por fim, nas duas seções finais apresentamos e resumimos nossos resultados e discutimos suas implicações.

1 O Congresso Americano como ponto de partida

Na maioria dos programas de pós-graduação no Brasil tornou-se “canônico” o texto de Almond (1996) no qual, ao traçar um resumo da construção da disciplina, o autor salienta a importância dos testes empíricos produzidos pela escola de Chicago a partir de 1920. Se é válido o argumento de que o rigor empírico foi fundamental para que a ciência política americana se tornasse uma referência, também não é menos válida a argumentação, feita por uma dissidência da própria academia americana, de que existe hoje uma tendência ao menosprezo de toda uma secular linha de argumentos que serviram como bases para o pensamento político ocidental e, também, para a ciência política (LINDBLOOM, 1997).

Não obstante, é forçoso reconhecer-se que tal rigor empírico fez com que as pesquisas em ciência política nos Estados Unidos adotassem como ponto de partida objetos com um escopo bastante delimitado, o que talvez explique a quantidade de estudos sobre o Congresso Americano. Neste sentido, é elucidativo o balanço, ainda que incompleto e necessariamente defasado - não por culpa dos autores, mas em face da frenética dinâmica da produção acadêmica americana -, realizado por Polsby e Schickler (2002)

Segundo os autores, os estudos a respeito do *American Congress* e, mais especificamente, da *House of Representatives*, iniciaram-se no final do século XIX e percorreram todo o século XX, ora com um enfoque sociológico, ora com um enfoque na organização interna e divisão do trabalho legislativo. Contudo, a partir da década de 1970, à luz das teorias formais da *rational choice* e das reformas no interior do legislativo, começam a proliferar os primeiros estudos com o foco direcionado para, num primeiro momento, as estratégias individuais e, posteriormente, para o papel das regras institucionais como condicionantes destas mesmas estratégias (POLSBY; SCHICKLER, 2002).

Dessa última vertente nasce o chamado *New Institutionalism*, composto por três linhas interpretativas a respeito do papel desempenhado pelas Comissões. A primeira delas, distributivista, parte do princípio de que o que importa para o parlamentar é a sua reeleição, e, sendo assim, cada deputado buscará pertencer à Comissão que as potencialize. Deste comportamento racional e individualista é que surgiriam os *structured induced equilibriums* (SHEPSLE, 1989).

A segunda linha, ainda que saliente a pretensão parlamentar a reeleição, credita à qualidade da produção legislativa a chave para que tal objetivo seja alcançado. Em outras

palavras, o estoque de informação (e por esse motivo esta linha é denominada informacional) obtida por um parlamentar por meio da sua presença contínua em determinada Comissão ou afinidade com ela faz com que o plenário adote como referência a íntegra dos projetos produzidos no interior da mesma. Com isso, o recrutamento para as Comissões, que para a linha distributivista ocorre por meio da auto-seleção, é orientado, segundo a linha informacional, pela regra de *seniority* (KREHBIEL, 1992).

A linha partidária, terceira e última, diverge das duas primeiras tanto no tocante ao recrutamento como no que concerne ao papel das Comissões no processo legislativo. Para os adeptos desta linha, as reformas ocorridas na *House of Representatives* a partir da década de 70 conferiram aos líderes partidários um forte poder de agenda, evidenciado pela quebra do requisito de *seniority* no recrutamento para as Comissões. Desta forma, à luz das prerrogativas regimentais, tem-se que os líderes controlariam não apenas o recrutamento para as Comissões, mas também que estas estariam condicionadas às orientações partidárias (COX; MCCUBBINS, 1993).

Em suas conclusões no referido artigo, Polsby e Schickler (2002) desenham um cenário promissor para as pesquisas sobre o Congresso norte-americano com base no *background* neoinstitucionalista. Contudo, resta a dúvida a respeito da seguinte questão: esse mesmo instrumental teórico e metodológico pode ser aplicado na análise de outros parlamentos?

Contrastando-se as duas instituições legislativas mais longevas, o Parlamento inglês e o Congresso americano, temos que, no primeiro caso, a existência de Comissões permanentes data do final dos anos 1970 (JOGERST, 1993). Já no segundo caso, as Comissões permanentes acompanham desde o início a experiência institucional do legislativo americano (DEERING; SMITH, 1997), sendo inclusive acompanhada pela institucionalização de sub-Comissões (POLSBY, 1970).

No que concerne aos demais parlamentos europeus, e mesmo latino americanos, outras nuances poderiam ser exploradas, como a inexistência de Comissões com prerrogativas relevantes, sendo até mesmo possível a simples institucionalização de parlamentos sem comissões (MÜLLER, 2009). Diante dessa diversidade de combinações institucionais, acreditamos que o transplante das hipóteses oriundas do caso americano estão longe de não implicarem problemas de importação conceitual (YORDANOVA, 2009, p. 261). Na sequência, discutimos algumas das adaptações e inclusões necessárias para lidar com esse problema para o caso brasileiro.

2 Hipóteses para o caso brasileiro

Como pressuposto de qualquer teoria institucional positiva, mudanças nas opções e na sequência de um jogo podem alterar seus *outcomes*. Um bom exemplo disso pode ser obtido através do modelo de Weingast e Marshall (1988). A hipótese de que os

congressistas americanos se auto-selecionariam para Comissões que lhes possibilitam maiores oportunidades de reeleição está umbilicalmente vinculada ao efeito esperado do sistema distrital majoritário e do pequeno controle dos candidatos pelos partidos, já que esta combinação de incentivos, supõe-se, levaria à individualização das campanhas e à prática de *pork-barrel*; assim, *coeteris paribus*, dificilmente este fenômeno se manteria num sistema proporcional com lista fechada. A existência de *preference outliers* num sistema como este poderia ocorrer, deste modo, por razões distintas daquelas verificadas no caso americano.

Encontramos um primeiro esforço de importação dessas teorias americanas em Pereira e Mueller (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 (MÜLLER, 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; MUELLER, 2000; RICCI; LEMOS, 2006; SANTOS; ALMEIDA, 2011). A estratégia dominante para os deputados em busca da reeleição seria, neste caso, uma combinação de acúmulo de experiência com fidelidade ao governo. Este, por seu turno, tendo controle 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)¹ e a de Finanças e Tributação (CFT)². 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 os 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 (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; FIGUEIREDO; LIMONGI, 1999; PEREIRA; MUELLER, 2003). Além disso, circunstâncias conjunturais como a situação governamental, tamanho das

¹ Os nomes das Comissões são referentes ao período de análise. Atualmente, muitas delas tiveram seus nomes alterados.

² Para uma classificação das Comissões Permanentes de acordo com a importância de cada uma, ver Müller (2005)

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, 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.

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 mais de uma das teorias nos ajudem a explicar a composição das Comissões na Câmara. Neste ponto, a despeito das alegações de que as teorias são incompatíveis (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; O'HALLORAN, 1999; YOUNG; HEITSHUSEN, 2003). 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. Para ser fiel ao argumento de Cox e McCubbins (1993), portanto, julgamos necessário considerar os partidos individualmente e suas diferenças mútuas.

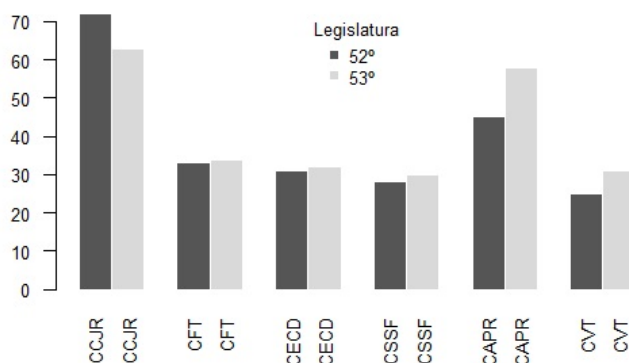
3 Dados e Métodos

Na literatura americana sobre o tema, as Comissões são empregadas como unidade de análise na maioria das vezes. Aqui, de outro modo, a unidade de análise utilizada é a díade deputado-legislatura entre a 52^o e a 53^o 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 mais adotada pela literatura nacional (e. g. SANTOS, 2003; MULLER, 2005; ARAUJO, 2012). 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. O que estamos modelando, desse modo, é decisão do líder de indicar ou não certo membro de

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) CEDD; (5) CSSF; e (6) CVT. O Gráfico 1 apresenta a distribuição dos membros dessas Comissões nas duas legislaturas analisadas.

Figura 1 – Número de Deputados por Comissão



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

Mesmo com a distribuição das vagas nas Comissão sendo feita segundo a proporção das bancadas, como as características de cada uma são, até certo limite, exógenas – são as eleições que, grosso modo, a determinam (YOUNG; HEITSHUSEN, 2003, p. 663) -, podem existir variações entre elas, além das variações temporais, entre legislaturas, e correlação entre observações (os reeleitos). Este é, precisamente, a maior barreira de análises do tipo *time-series-cross-section* e semelhantes (*panel* e *longitudinal*), qual seja: a não independência temporal e espacial dos casos. Na ciência política, costuma-se contornar isso 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. Embora erros padrões robustos deem conta da variação entre grupos, deixam de lado a variação temporal, ou vice-versa. Por seu turno, uma regressão clássica levará a estimações de coeficientes e erros padrões ineficientes; e, caso incluam-se variáveis de controle ou rodem-se regressões separadas para cada grupo, o número de partidos e o tamanho pequeno do N trariam problemas semelhantes. Por fim, como também precisamos estimar coeficientes individuais para cada partido para testarmos as hipóteses condicionais discutidas anteriormente, a maioria dessas estratégias é inviável.

No Brasil, Santos (2003) tratou do problema de variação entre partidos analisando apenas PMDB, mas desconsiderou a variação temporal e entre indivíduos no período

(1991-1998); Araujo (2012), que testou a composição das Comissões no Senado, por sua vez, não modelou nenhum desses efeitos. De outro modo, sugerimos uma alternativa que, ainda que não seja a ideal, é mais eficiente. Assumindo que a estrutura dos nossos dados é *nonnested multilevel*, 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 multinível 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)³. O modelo multinível utilizado é

$$\Pr(Y_i = 1) = \text{logit}^{-1}(\alpha_{j[i]} + \beta_{j[i]}\chi_i + X\beta) \text{ para } i = 1, \dots, 1026 \quad (1)$$

$$\alpha_j \sim N(\mu_\alpha, \sigma_\alpha^2 \rho \sigma_\alpha \sigma_\beta) \text{ para } j = 1, \dots, 38 \quad (2)$$

$$\beta_j \sim N(\mu_\beta, \rho \sigma_\alpha \sigma_\beta \sigma_\beta^2) \text{ para } j = 1, \dots, 38 \quad (3)$$

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 normais⁴.

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. Em Comissões como a CAPR, ademais, ser agricultor ou fazendeiro também pode ser interpretado como indicador da teoria distributivista. Além desta variável, também 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.

³ Por causa da condicionalidade da indicação (a chance de ser indicado depende da chance de todos os outros membros dos partidos serem indicados) e por causa da quase-proporcionalidade das vagas entre os partidos, nenhuma solução, entretanto, é a ideal. Por isso, alguns *robust checks* foram empregados, como se discutirá adiante

⁴ Para nos precavermos de que a correlação entre observações (reeleitos) não alteram os resultados, 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*). Sobre as diferenças entre os dois modelos, ver Molenberghs e Verbeke (2005, Cap. 5). Os resultados encontram-se nos Apêndices.

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 foi 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). Implicitamente, portanto, esta abordagem assume que o comportamento nas votações nominais é um proxy das preferências reais dos parlamentares.

O uso desse indicador, entretanto, sofre de dois maiores problemas. O primeiro, discutido em profundidade por Hall e Grofman (1990), é o de que o comportamento no plenário pode não estar 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, ou seja, poderia haver um *trade-off* entre estas arenas. Além disso, o uso das votações nominais - que é o mais comum na literatura brasileira - não capta totalmente a coesão ou a lealdade partidárias, e, por ser obtida apenas no final de cada legislatura, não seria um preditor acessível aos líderes nas composições que ocorrem no início ou no meio dos mandatos (MÜLLER, 2005). 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). Seu uso, portanto, deve ser feito com ressalvas.

Neste trabalho, incluímos duas outras variáveis mais 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 Figueiredo e Limongi (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. Por fim, também incluímos a disciplina partidária; para tornar interpretáveis os resultados e matizar a inclinação da distribuição, contudo, a standardizamos da seguinte forma: $sDisc = x_i - \mu \div 5$, onde i é um índice para os deputados e μ é a média da disciplina partidária.

4 Resultados

A Tabela 1 apresenta os resultados dos modelos multiníveis para as seis Comissões examinadas⁵. Para avaliar os modelos apresentados nela, o Deviance nos dá bons indicativos de ajuste dos modelos⁶. Como esperado, onde existia variação entre grupos, o Deviance 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 multinível foi quase indistinguível de uma regressão clássica, com pooling dos dados.

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)
$\alpha_{\alpha_j}^2$	0	0.64	0	0.26	0.18	0
$\beta_{\beta_j}^2$	0	0.32	0	0.42	0.16	0
Deviance	701.1	476.9	694.9	421.8	336.4	419.9
LogLikelihood	-350.8	-238.4	-345.4	-210.9	-168.18	-209.9
N	1026	1026	1026	1026	1026	1026

Fonte: Banco de Dados Legislativos - CEBRAP; Câmara dos Deputados (www.camara.gov.br.)

Nota: *p < 0.01; ** p < 0.05; ***p < 0.1. Erros-padrões entre parêntesis.

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

⁵ Todos os testes foram rodados com o R 3.0.2. O code script utilizado encontra-se nos apêndices.

⁶ A comparação direta entre modelos, contudo, não é apropriada. O *partial pooling* que o modelo multinível faz torna o número de parâmetros difícil de ser fixado. Como regra geral, portanto, são apenas comparáveis modelos que utilizam o mesmo banco de dados e as mesmas variáveis dependentes. Pela mesma razão, o uso do AIC (que incrementa em duas unidades o resultado final para cada variável adicional) não foi reportado

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. A constante, que indica um deputado que não possui expertise, cargo de direção partidária e experiência executiva prévia, além de ser estreante, nunca ter mudado de partido e ter disciplina média, também é significativa em todos os modelos: a chance estimada desse deputado hipotético ser indicado às Comissões analisadas é de, no máximo, 17% para a CAPR.

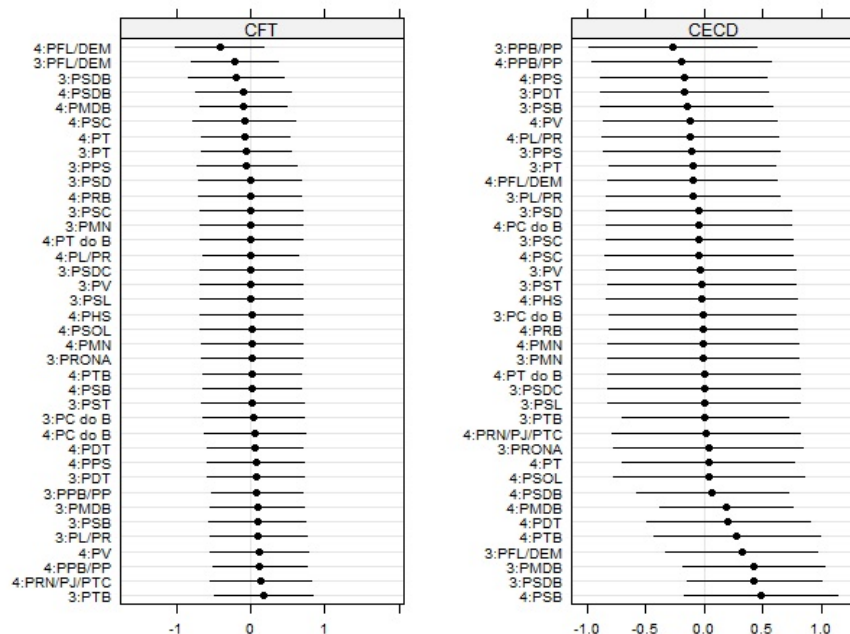
Os demais coeficientes variam entre as Comissões, alguns deles inclusive contradizem as hipóteses. Para a hipótese H2, que estipula que indicadores partidários seriam bons preditores da indicação para Comissões mais importantes, por exemplo, encontramos poucas evidências favoráveis. Para a CCJ, coerência ideológica tem o sinal esperado e é significativa: o incremento em uma unidade diminui a probabilidade de ingressar nela em 6%. 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 critério além do informacional é distinguível. Enfim, das demais variáveis, ter sido reeleito está ligada a uma probabilidade de 70% de ser da CFT, o que reforça a experiência como um componente importante da composição dessa Comissão; e, na CAPR, cada unidade a mais na coerência ideológica diminui em 10% as chances de pertencer a ela. O coeficiente da disciplina partidária, à luz do que foi discutido na seção anterior, tendeu a ficar próximo de 0 em todos os modelos (à exceção da CSSF, onde ele é negativo e significativo).

Para as Comissões em que os componentes aleatórios captaram variações não explicadas, podemos dar um passo adiante na análise ao considerar os erros aleatórios e, a partir deles, corrigir os coeficientes para cada partido. O Gráfico 2 apresenta esses dados por partido na CFT e na CECD⁷.

Como é possível depreender do gráfico, na CFT três casos se destacam: DEM, nas duas legislaturas, e PSDB, na primeira, indicaram membros com maior coerência do que o efeito fixo estimado para o “partido médio” sugere. Os coeficientes corrigidos para o PSDB e o DEM na 52^o legislatura são de 0.01 e -0.00 (erros-padrões de 0.32 e 0.29), respectivamente, e de -0.20 para o DEM na 53^o (erro-padrão de 0.30). Só este partido, considerado de direita por Figueiredo e Limongi (1999), se adequa minimamente ao que a hipótese H3 previa, de que alguns partidos de direita recrutariam membros mais leais para a CFT e a CAPR. No caso da CECD, os erros aleatórios são mais pronunciados, embora a incerteza envolvida na estimação dos coeficientes seja maior. Aqui, embora existam partidos de esquerda com coeficientes de coerência negativos – o que iria à direção da hipótese H3 – a presença do PP como maior desvio para baixo contradiz essa hipótese. Corrigidos, os

⁷ O gráfico respectivo à CSSF encontra-se nos apêndices.

Figura 2 – Erros aleatórios dos coeficientes de Coerência Ideológica



Fonte: Banco de Dados Legislativos - CEBRAP; Câmara dos Deputados
(www.camara.gov.br)

coeficientes de PP (52^o e 53^o Legislaturas), PPS (53^o), PDT (52^o) e PSB (52^o) são de, respectivamente, -0.59, -0.51, -0.49, -0.49, -0.47 (com erros-padrões de aproximadamente 0.36 para todos). Na CSSF, por seu turno, nenhum padrão é perceptível, embora PMDB, PSB e PL tenham coeficientes corrigidos mais negativos. A evidência aqui, portanto, é inconclusiva: embora alguns partidos de esquerda tenham indicado membros mais leais para Comissões de assuntos sociais no período, especialmente na CECD, outros, de centro ou de direita, também o fizeram.

5 Discussão

A análise da composição das Comissões legislativas no Brasil, tanto por problemas de importação conceitual quanto metodológicos, é particularmente complicada. Ao optar por recortes seccionais muito estreitos – focando num só partido ou em poucas Comissões –, perde-se de vista a interdependência das diversas Comissões e partidos, o que pode levar a resultados inconsistentes. Neste trabalho, discutimos algumas formas de superar problemas como este e testamos algumas das hipóteses sugeridas pela literatura na Câmara dos Deputados nas 52^o e 53^o 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) alguma evidência favorável à teoria partidária na

CCJ e na CAPR, nas quais os coeficientes de coerência ideológica foram significantes; e (3) o efeito quase nulo da disciplina partidária em todos os modelos (à exceção da CSSF, onde ela é significativa, mas possui um coeficiente pequeno e negativo). Cabe destacar, também, que, mesmo com hipóteses condicionais, a variação entre Comissões e partidos é suficientemente grande para tornar difícil a detecção de quaisquer outros padrões.

Em suma, a melhor explicação para a composição das Comissões no Brasil, de acordo com nossos resultados, é a informacional. A despeito 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, ainda que por outro caminho, corroboramos os achados anteriores de Pereira e Mueller (2000). Para as 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; HEITSHUSEN, 2003, Nota 58). No Brasil, ao menos em algumas Comissões, variabilidade semelhante também já foi detectada (PEREIRA; MUELLER, 2000).

Em decorrência desses resultados, acreditamos acertada a decisão de escandir a análise, incluindo séries seccional e longitudinalmente longas. De outro modo, torna-se difícil garantir que exista apenas um fator preponderante a determinar a decisão dos líderes partidários. Assim, temos subsídios para acreditar que, além de pressões institucionais, essa decisão está sujeita também a mudanças conjunturais. A condução de novos estudos que possam preencher essas lacunas ainda presentes na literatura nacional, portanto, pode se beneficiar da análise desses outros fatores, mais maleáveis.

Referências

ALMOND, G. .a new handbook of political science. In: _____. [S.l.]: Oxford University Press, 1996. cap. 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., p. 50-96. Citado na página 3.

AMES, B. *The Deadlock of Democracy in Brazil: Interests, Identities, and Institutions in*

- Comparative Politics*. [S.l.: s.n.], 2001. Citado na página 2.
- ARAÚJO, P. M. Perfil parlamentar e composição das comissões no senado federal. In: *Anais do VIII Encontro da ABCP*. [S.l.: s.n.], 2012. Citado na página 8.
- COX, G. W.; MCCUBBINS, M. D. *Legislative Leviathan*. Berkeley. [S.l.]: University of California Press, 1993. Citado 2 vezes nas páginas 4 e 6.
- DEERING, C. J.; SMITH, S. S. *Committees in congress*. [S.l.]: SAGE, 1997. Citado na página 4.
- EPSTEIN, D.; O'HALLORAN, S. *Delegating powers: A transaction cost politics approach to policy making under separate powers*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1999. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 6.
- FIGUEIREDO, A. C.; LIMONGI, F. *Executivo e Legislativo na nova ordem constitucional*. [S.l.]: Editora FGV Rio de Janeiro, 1999. Citado 4 vezes nas páginas 2, 5, 9 e 11.
- GROSECLOSE, T. Testing committee composition hypotheses for the us congress. *The Journal of Politics*, Cambridge Univ Press, v. 56, n. 02, p. 440–458, 1994. Citado na página 13.
- GUARNIERI, F. A força dos partidos fracos. *Dados*, SciELO Brasil, v. 54, n. 1, p. 235–258, 2011. Citado na página 5.
- HALL, R. L.; GROFMAN, B. The committee assignment process and the conditional nature of committee bias. *The American Political Science Review*, JSTOR, p. 1149–1166, 1990. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 9.
- JOGERST, M. A. *Reform in the House of Commons: the select committee system*. [S.l.]: University Press of Kentucky, 1993. Citado na página 4.
- KREHBIEL, K. *Information and legislative organization*. [S.l.]: University of Michigan Press, 1992. Citado na página 4.
- LIMONGI, F. 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. Citado na página 2.
- LINDBLOOM, C. E. American academic culture in transformation. In: _____. [S.l.]: Princeton University Press, 1997. cap. Political Science in the 1940s and 1950s, p. 243–270. Citado na página 3.
- MÜLLER, G. 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*, SciELO Brasil, v. 48, p. 371–394, 2005. Citado 3 vezes nas páginas 2, 5 e 9.
- MÜLLER, G. Political representation: newinstitutionalism in a compared perspective. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, SciELO Brasil, v. 24, n. 69, p. 115–127, 2009. Citado na página 4.
- PEREIRA, C.; MUELLER, B. Uma teoria da preponderância do poder executivo: O sistema de comissões no legislativo brasileiro. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, SciELO Brasil, v. 15, n. 43, p. 45–67, 2000. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 13.

- PEREIRA, C.; MUELLER, B. *Partidos fracos na arena eleitoral e partidos fortes na arena legislativa: a conexão eleitoral no Brasil*. [S.l.]: SciELO Brasil, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 5.
- POLSBY, N. W. The institutionalization of the us house of representatives. *American Political Science Review*, v. 62, n. 1, p. 144–168, 1970. Citado na página 4.
- POLSBY, N. W.; SCHICKLER, E. Landmarks in the study of congress since 1945*. *Annual Review of Political Science*, Annual Reviews 4139 El Camino Way, PO Box 10139, Palo Alto, CA 94303-0139, USA, v. 5, n. 1, p. 333–367, 2002. Citado 3 vezes nas páginas 2, 3 e 4.
- RICCI, P.; LEMOS, L. B. *Produção legislativa e preferências eleitorais na comissão de agricultura e política rural da câmara dos deputados*. [S.l.]: SciELO Brasil, 2006. Citado na página 5.
- SAMUELS, D. *Ambition, federalism, and legislative politics in Brazil*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2003. Citado na página 5.
- SANTOS, F. G. M. *O poder legislativo no presidencialismo de coalizão*. [S.l.]: Editora UFMG, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 7.
- SANTOS, F. G. M.; ALMEIDA, A. *Fundamentos informacionais do presidencialismo de coalizão*. [S.l.]: Editora Appris, 2011. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 5.
- SHEPSLE, K. A. Studying institutions some lessons from the rational choice approach. *Journal of theoretical politics*, Sage Publications, v. 1, n. 2, p. 131–147, 1989. Citado na página 3.
- SHOR, B. et al. A bayesian multilevel modeling approach to time-series cross-sectional data. *Political Analysis*, SPM-PMSAPSA, v. 15, n. 2, p. 165–181, 2007. Citado na página 8.
- SMITH, S. S. Positive theories of congressional parties. *Legislative Studies Quarterly*, JSTOR, p. 193–215, 2000. Citado na página 2.
- WEINGAST, B. R.; MARSHALL, W. J. The industrial organization of congress; or, why legislatures, like firms, are not organized as markets. *The Journal of Political Economy*, JSTOR, p. 132–163, 1988. Citado na página 4.
- YORDANOVA, N. The rationale behind committee assignment in the european parliament distributive, informational and partisan perspectives. *European Union Politics*, SAGE Publications, v. 10, n. 2, p. 253–280, 2009. Citado 4 vezes nas páginas 4, 6, 7 e 9.
- YOUNG, G.; HEITSHUSEN, V. Party and the dynamics of congressional committee composition in the us house, 1947-96. *British Journal of Political Science*, Cambridge Univ Press, v. 33, n. 4, p. 659–679, 2003. Citado 4 vezes nas páginas 2, 6, 7 e 13.

ANEXO A – Robust check

Tabela 2 – Determinantes da Composição das Comissões Permanentes da Câmara (equação de estimação generalizada)

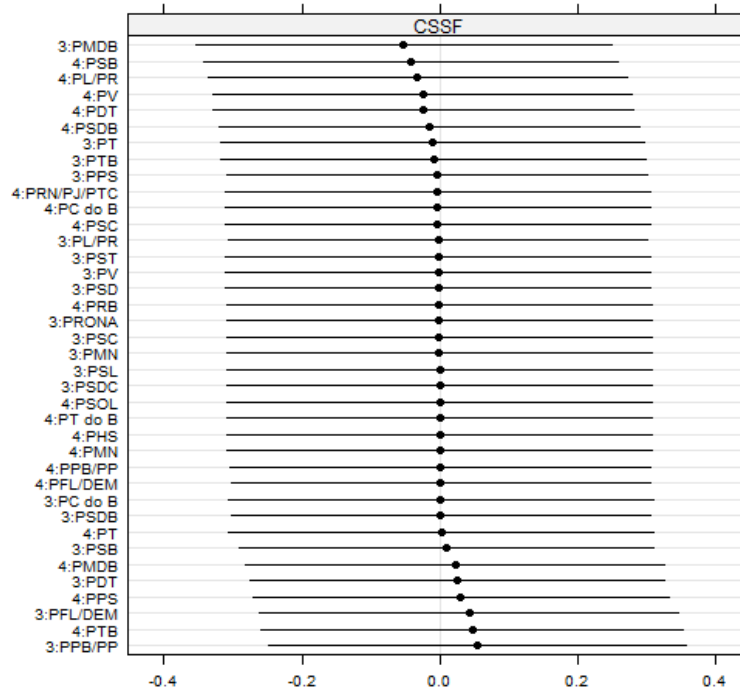
	CCJ	CFT	CAPR	CECD	CSSF	CVT
Expertise	1.81 (0.23)	0.69 (0.35)	1.77 (0.38)	2.14 (0.32)	3.28 (0.34)	1.12 (0.37)
Reeleição	-0.07 (0.20)	0.48 (0.25)	-0.08 (0.20)	-0.35 (0.24)	-0.61 (0.32)	0.5 (0.32)
Exp. Executiva	-0.07 (0.24)	0.30 (0.32)	-0.12 (0.26)	-0.13 (0.32)	-0.54 (0.39)	0.02 (0.30)
Coerência Ideol.	-0.22 (0.16)	0.09 (0.20)	-0.51 (0.19)	-0.22 (0.27)	-0.00 (0.26)	0.09 (0.23)
Diretório	-0.13 (0.28)	0.32 (0.31)	0.38 (0.28)	-1.24 (0.88)	0.15 (0.39)	-0.01 (0.42)
Disc. Partidária	-0.00 (0.04)	-0.06 (0.06)	-0.00 (0.04)	0.07 (0.10)	-0.18 (0.06)	-0.04 (0.12)
Constante	-3.00 (0.69)	-3.57 (0.55)	-3.31 (1.06)	-3.01 (0.47)	-3.03 (0.72)	-2.95 (0.85)
N	1026	1026	1026	1026	1026	1026

Fonte: Banco de Dados Legislativos - CEBRAP; Câmara dos Deputados (www.camara.gov.br)

Nota: Por ser estimado pelo método *quasi-likelihood*, não é possível estimar *Loglikelihood* ou *Deviance*. Erros-padrões entre parêntesis.

ANEXO B – Erros Aleatórios do Coeficiente de Coerência Ideológica para a CSSF

Figura 3 – Erros Aleatórios para a CSSF



Fonte: Banco de Dados Legislativos - CEBRAP; Câmara dos Deputados (www.camara.gov.br)

ANEXO C – R-code (Script)

```
# Carrega as bibliotecas utilizadas para os testes
# e na plotagem dos gráficos.

require(lme4)
require(gee)
require(lattice)

# Cria uma variável para a disciplina estandardizada.

attach(dataset)
sdisc <- (disciplina - mean(disciplina))/5

# Estatística descritiva das variáveis dependentes.

summary(ccj, cft, capr, cecd, cssf, cvt)

# Correlação point-biserial entre Disciplina Estandardizada
# e as demais variáveis partidárias.

cor(sdisc, dataset[,2:4])

# Cria vetores para os componentes sistemáticos e faz um
# loop para rodar os modelos e salvar os resultados.

dep <- c("ccj", "cft", "capr", "cecd", "cssf", "cvt")
indep <- c("exp.ccj", "exp.cft", "exp.capr", "exp.cecd", "exp.cssf", "exp.cvt")

model <- list()
for (i in length(dep))
  { formula <- as.formula(paste(dep[i], "~", indep[i], "+ diretorio
                              + reeleicao + exp.executiva + coe.ideologica
                              + sdisc + (1 + coe.ideologica| legislatura:partido)"))
    model[[i]] <- glmer(formula, dataset, family = binomial)
  }

# Exibe os resultados.

lapply(model,summary)

# Plota os resíduos contra os valores previstos de cada modelo.

par(mfrow=c(3,2))
for (i in length(dep))
  { plot(predict(model[[i]]),residuals(model[[i]]))
```

```

    lines(lowess(predict(model[[i]]),residuals(model[[i]])),col="black",lwd=2)
  }

# Plota os gráficos com os erros aleatórios dos modelos da CFT, CECD e CSSF.

par(mfrow=c(1,3))
trellis.par.set(canonical.theme(color = FALSE))
dotplot(ranef(model[2]))$legis[2]
dotplot(ranef(model[4]))$legis[2]
dotplot(ranef(model[5]))$legis[2]

# Estima os mesmos modelos com Equação de Estimação Generalizada.

model2 <- list()
for (i in length(dep))
  { formula <- as.formula(paste(dep[i], "~", indep[i], "+ directorio
                              + reeleicao + exp.executiva + coe.ideologica
                              + sdisc + legislatura + pmdb + pt + psdb + dem
                              + pps + pdt + ptb + pv + psb + pp"))
    model2[[i]] <- glmer(formula, id = ID, dataset, family = binomial
                        corstr="unstructured")
  }

# Exibe os resultados.

lapply(model2,print)

# Estima os mesmos modelos com regressões clássicas (pooling).

model3 <- list()
for (i in length(dep))
  { formula <- as.formula(paste(dep[i], "~", indep[i], "+ directorio
                              + reeleicao + exp.executiva + coe.ideologica
                              + sdisc"))
    model3[[i]] <- glm(formula, dataset, family = binomial)
  }

# Exibe os resultados.

lapply(model3,summary)

```