

Revista de  
Sociologia  
e Política

Revista de Sociologia e Política  
ISSN: 0104-4478  
EditoriaRSP@ufpr.br  
Universidade Federal do Paraná  
Brasil

da Silva Júnior, José Alexandre; Britto Figueiredo Filho, Dalson  
Marolas ou tsunamis? o impacto das ondas de renovação sobre a profissionalização dos deputados  
federais (1999-2003)  
Revista de Sociologia e Política, vol. 20, núm. 42, junio, 2012, pp. 199-212  
Universidade Federal do Paraná  
Curitiba, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=23823143014>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica  
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# MAROLAS OU TSUNAMIS?

## O IMPACTO DAS ONDAS DE RENOVAÇÃO SOBRE A PROFISSIONALIZAÇÃO DOS DEPUTADOS FEDERAIS (1999-2003)

José Alexandre da Silva Júnior

Dalson Britto Figueiredo Filho

### RESUMO

*Qual é o efeito das ondas de renovação sobre a profissionalização dos deputados federais? Partindo do pressuposto de que as organizações necessitam de tempo e de ambiente favorável para institucionalizar-se, esse trabalho testa a hipótese de que a organização interna da Câmara dos Deputados adota critérios institucionais que bloqueiam a entrada de outsiders no coração da Casa. Empiricamente, apostamos que os ocupantes dos cargos de comando (liderança partidária, mesa diretora e presidência das comissões) são mais profissionalizados que um deputado típico. Em termos metodológicos, utilizamos estatística descritiva, análise fatorial de componentes principais e um teste de comparação de médias para estimar em que medida a profissionalização varia entre os diferentes grupos. Os resultados sugerem que os ocupantes dos cargos de destaque apresentam um grau de profissionalização significativamente superior quando comparados aos congressistas típicos.*

**PALAVRAS-CHAVE:** *Câmara dos Deputados; renovação; profissionalização; institucionalização.*

### I. INTRODUÇÃO<sup>1</sup>

Após 20 anos de redemocratização no Brasil não é pecado perguntar se existem sinais de institucionalização do poder Legislativo nacional. Isso porque as organizações necessitam de tempo e de ambiente favorável para institucionalizar-se (NORTH, 1971; 1984). De acordo com a literatura,

tanto a experiência quanto o conhecimento especializado dos parlamentares são variáveis centrais para explicar o nível de influência do poder Legislativo sobre a formulação de políticas públicas (POLSBY, 1968; 2008; SQUIRE, 1992; HIBBING, 1993; BERRY, BERKMAN & SCHNEIDERMAN, 2000). Além disso, argumenta-se que a profissionalização oferece vantagens eleitorais aos *incumbents*, dificultando a entrada de *outsiders* dentro do Congresso (CLAPP, 1962; POLSBY, 1968; 2008; POLSBY, GALLAGHER & RUNDQUIST, 1969). Nessa linha de raciocínio, defende-se que a institucionalização está positivamente correlacionada com a profissionalização e negativamente associada à renovação parlamentar. Logo, tanto o grau de profissionalismo quanto o nível de renovação podem ser utilizados como indicadores de institucionalização.

No Brasil, tornou-se lugar comum afirmar que a Câmara de Deputados é constantemente atingida por fortes ondas de renovação. Por exemplo, Samuels (2003) reporta uma taxa média acima de 50%. Utilizando dados mais recentes, Pereira e

<sup>1</sup> Os autores agradecem às sugestões recebidas no último Encontro de Ciências Sociais do Norte e Nordeste (CISO), ocorrido em Recife, Pernambuco. Além disso, esse trabalho beneficiou-se dos comentários ofertados pelos participantes do grupo de trabalho Instituições Políticas durante o 1º Fórum de Pós-Graduação em Ciência Política, Campinas, São Paulo bem como das sugestões oferecidas pelos participantes do Grupo de Trabalho de Estudos Legislativos durante o 32º Encontro Anual da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Ciências Sociais (Anpocs). Por fim, agradecemos aos comentários de dois pareceristas anônimos da *Revista de Sociologia e Política*. Omissões remanescentes são exclusivamente creditadas aos autores. Esse trabalho é financiado por duas principais fontes: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

Rennó (2007) sugerem uma renovação média de 32%. O diagnóstico dessa “ressaca” é uma Câmara mutilada e desprovida de incentivos para o desenvolvimento de um grau maior de profissionalização dos seus membros. Para Santos (2003), as engrenagens que movimentam essa dinâmica dificilmente serão travadas. Ele constata que “hoje em dia, os legisladores com mais experiência, são aqueles que mais rapidamente deixam o Legislativo, procurando outros centros de poder” (*idem*, p. 138). Ou seja, o problema é a falta de disposição dos deputados investirem em suas carreiras parlamentares. Por seu turno, Samuels (2000) identifica dois elementos para explicar as altas taxas de renovação: *i*) a vulnerabilidade dos “incumbents” que concorrem à reeleição e *ii*) a concentração de poder no Executivo nos diferentes níveis de governo. Em comum, Santos (2003) e Samuels (2000) argumentam que os deputados brasileiros consideram o poder Legislativo mais como um meio do que como um fim.

Nesse artigo, nosso foco é mais o impacto do que propriamente o fenômeno da renovação. A questão de pesquisa é: qual é o efeito das ondas de renovação sobre a profissionalização dos deputados federais? Buscamos estimar em que medida os principais centros de poder da Casa reproduzem a dinâmica observada no plenário. Isso porque acreditamos que a organização interna da Câmara adota critérios institucionais, bloqueando a entrada de *outsiders* no coração da Casa. Em termos metodológicos, testamos a hipótese de que os ocupantes de postos de comando (liderança, mesa diretora e presidência das comissões) são mais profissionalizados do que um deputado comum.

Para proceder a referida análise, a estrutura do artigo está organizada da seguinte forma: inicialmente, discutimos o conceito de institucionalização a partir de Polsby (1968; 2008). Na segunda seção, o interesse é sobre a renovação parlamentar. Define-se o fenômeno e apontam-se as principais variáveis consideradas em sua análise. Em seguida, apresentamos os dados sobre a renovação da Câmara dos Deputados no Brasil. Na sequência, descrevemos a metodologia utilizada. Depois disso, os dados são analisados via estatística descritiva e exploratória. Por fim, discutimos os principais resultados.

## II. POLSBY E A INSTITUCIONALIZAÇÃO

De acordo com Polsby (1968; 2008), uma organização institucionalizada tem três principais características: *i*) ela é bem delimitada (*well bounded*), ou seja, diferenciada do seu ambiente circundante. Isso quer dizer que seus componentes são facilmente identificáveis, é difícil tornar-se um dos seus membros e seus líderes são recrutados principalmente no interior da própria organização; *ii*) A sua organização interna é razoavelmente complexa (*internal complexity*), *i. e.*, suas funções são devidamente separadas sob alguma base regular ou explícita de divisão do trabalho; *iii*) ela utiliza métodos universais e automáticos na condução de seus assuntos internos (*universalistic criteria*). Para cada uma dessas dimensões, Polsby identifica alguns indicadores. Por exemplo, como *proxy* de diferenciação (*well bounded*) ele sugere analisar a taxa de renovação. Em suas palavras, “*as an organization institutionalizes, it stabilizes its membership, entry is more difficult, and turnover is less frequent. Its leadership professionalizes and persists*”<sup>2</sup> (POLSBY, 1968, p. 145-146). Para estimar o grau de complexidade interna, ele sugere observar o crescimento da autonomia e da importância das comissões. Por fim, para verificar em que medida a organização utiliza critérios universais de seleção, ele recomenda analisar o método pelo qual os presidentes das comissões são escolhidos.

Seja como for, é exatamente a partir do trabalho seminal de Polsby (*idem*) que a literatura especializada começou a analisar sistematicamente o fenômeno da institucionalização. Por exemplo, Chaffey (1970) testa a hipótese de Polsby, tendo como unidade de análise as assembleias estaduais de Montana e Wisconsin. Haeberle (1978) analisa o processo de institucionalização das subcomissões no Congresso dos EUA, utilizando os níveis de atividade, de permanência e de diferenciação como indicadores de institucionalização. Hibbing (1988), ao analisar a British House of Commons, procura estimar em que medida o conceito de institucionalização de Polsby (1968; 2008) pode “viajar” para explicar outras legislaturas. Squire

<sup>2</sup> “À medida que uma organização institucionaliza-se, ela estabiliza seu quadro de membros, sua admissão é mais difícil e a renovação é menos freqüente. Sua liderança profissionaliza-se e persiste” (nota do revisor).

(1992) estuda o caso da assembléia da Califórnia e argumenta que as ambições políticas dos deputados explicam o processo de institucionalização. Berry, Berkman e Schneiderman (2000), utilizando dados das eleições estaduais, analisam o efeito da profissionalização das legislaturas sobre a probabilidade de reeleição dos *incumbents*. Em comum, esses trabalhos apontam que organizações mais institucionalizadas apresentam uma menor rotatividade de seus membros, ou seja, possuem baixos níveis de renovação.

### III. A RENOVAÇÃO PARLAMENTAR: CAUSAS E CONSEQÜÊNCIAS

Apesar de intuitivo, a renovação é um fenômeno que necessita ser definido. Para Squire (1998), ela é mensurada a partir da subtração do percentual de *incumbents* pelo percentual de novatos. Mais que uma estimativa do alcance, a maioria dos trabalhos procurou identificar quais são os fatores que explicam os níveis de renovação. Em termos metodológicos, isso quer dizer que a renovação era tratada como variável dependente. Por exemplo, um argumento típico é apontar a diferença na remuneração dos membros da Casa como principal fator explicativo para a renovação (HYNEMAN, 1938; ROSENTHAL, 1974; SMITH & MILLER, 1977; CLAVERT, 1979). Outros trabalhos identificaram problemas pessoais e familiares como variáveis independentes (DIAMONT, 1977; BLAIR & HENRY, 1981). Rosenthal (1974) aponta nove variáveis institucionais para explicar a variação na taxa de renovação entre os estados norte-americanos. Já Benjamim e Malbin (1992) e Opheim (1994) analisam o efeito da limitação do número de mandatos sobre as taxas de renovação voluntária e compulsória.

Em geral, o trabalho acadêmico típico analisa a associação entre o desenho institucional e a taxa de renovação (ROSENTHAL, 1996), tendo a estrutura de oportunidades do parlamentar como um elemento central para explicar o fenômeno da renovação legislativa. Com efeito, esse debate está fortemente ligado à profissionalização e à institucionalização do poder Legislativo (POLSBY, 1968; 2008; BLAIR & HENRY, 1981; ROSENTHAL, 1996). Canonicamente, a renovação é vista como um fenômeno que impede o desenvolvimento destes dois últimos processos. O pressuposto é que os deputados necessitam de

tempo na Casa para internalizar o *modus operandi* do poder Legislativo e assim maximizar o aprendizado de suas funções, quer seja legislar quer seja fiscalizar o poder Executivo (SQUIRE, 1998; 2007). Por exemplo, Freeman e Hedlund (1993) buscam mensurar o impacto da renovação na proporção de projetos que ingressam e são concluídos nos legislativos estaduais. Outros trabalhos buscam relacionar esse fenômeno ao grau de controle que o poder Legislativo possui sobre a elaboração da peça orçamentária. Salvo exceções (BELL & PRICE, 1987; JEFFE, 1987) a grande maioria dos trabalhos encontra uma correlação negativa entre os níveis de profissionalização do poder Legislativo e as taxas de renovação parlamentar.

Curiosamente, a literatura especializada brasileira ainda é bastante incipiente nesse campo de pesquisa. Samuels (2000) desenvolve um dos poucos estudos que tenta explicar a renovação na Câmara dos Deputados. Para ele, a ambição política “extra-legislativa” dos parlamentares e a dinâmica da competição eleitoral explicam o fenômeno. Mais precisamente, os deputados brasileiros estariam sempre ambicionando ocupar um cargo no poder Executivo. De acordo com Santos (2003), o poder Legislativo reúne baixa capacidade decisória e alta competitividade, uma mistura que reduz seu poder atrativo. A centralização dos poderes de agenda pelos líderes e pelo poder Executivo reduz a capacidade dos parlamentares influenciarem o processo legislativo. O resultado é uma renovação crônica e a conseqüente ausência de profissionalização dos parlamentares. De modo surpreendente, salvo engano, a literatura brasileira não apresenta estudos sobre os mecanismos que explicam essa dinâmica. Por exemplo, pouco se fez para observar se *incumbents* e novatos recebem tratamento diferenciado na Câmara<sup>3</sup>. Esse é justamente o problema de pesquisa deste trabalho. No entanto, antes de estimar os efeitos das ondas de renovação é preciso definir empiricamente o fenômeno.

### IV. ESTIMANDO O TAMANHO DAS ONDAS DE RENOVAÇÃO NO BRASIL

Existem diferentes formas de mensurar a renovação. Por exemplo, tanto a taxa bruta de

<sup>3</sup> Exceção faça-se a Amorim Neto e Santos (2001) que não tratam da questão da renovação e sim da produtividade dos parlamentares.

reeleição (TBR) quanto a taxa de conservação (TC) podem ser utilizadas para medir a renovação. Cada fórmula tem impacto direto na magnitude observada<sup>4</sup>. Portanto, qualquer trabalho que trate do assunto precisa especificar como o fenômeno

foi medido. Caso contrário, dificulta-se a “replicabilidade” do estudo (KING, 2001)<sup>5</sup>. A Tabela 1, abaixo, sumariza diferentes indicadores de renovação.

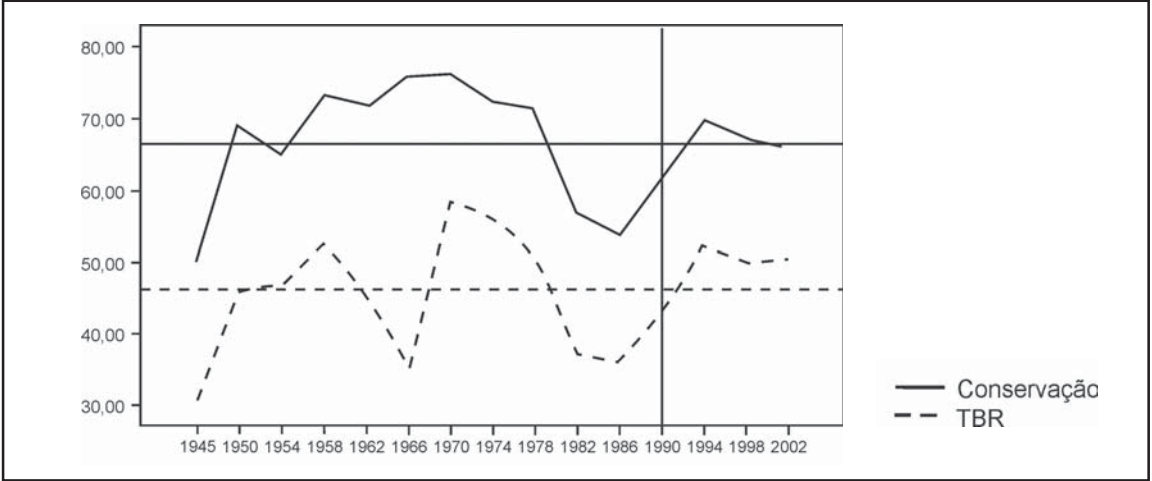
TABELA 1 – INDICADORES DE RENOVAÇÃO

VARIÁVEL	OPERACIONALIZAÇÃO	MÉDIA (1945-2006) %	MÉDIA (1990-2006) %
Taxa bruta de reeleição (TBR) (Mesquita 2008)	Divisão dos candidatos reeleitos pelo total geral (reeleitos, derrotados e desistentes)	46,1	48,94
Taxa de conservação (LEEX)	Divisão do número de reeleitos pelo total de candidatos que se reapresentaram (reeleitos e derrotados)	66,37	65,34
Taxa de renovação (TR)	Divisão dos candidatos derrotados e desistentes pelo total	53,84	51,06
Taxa de renovação compulsória (TRC)	Divisão do número de candidatos desistentes pelo total	30,89	26,22
Taxa de reapresentação (TRA)	Divisão do número de candidatos que se reapresentaram pelo total	71,07	75,9
Índice de Competitividade eleitoral (ICE)	$\frac{N-1}{W}$ , em que: N = número real candidatos e W = tamanho da bancada 2W	1,33	2,81

FONTE: os autores.

O Gráfico 1, abaixo, compara duas medidas de renovação com o objetivo de ilustrar o efeito das diferentes fórmulas de estimação sobre a magnitude do fenômeno.

GRÁFICO 1 – TAXA DE CONSERVAÇÃO E TAXA BRUTA DE REELEIÇÃO (1945-2002)



FONTE: os autores.

<sup>4</sup> Para uma discussão detalhada sobre a metodologia utilizada na mensuração desses fenômenos, ver Barreto (2008).

<sup>5</sup> No original, “all data and analyses should, insofar as possible, be replicable [...] only by reporting the study in



Não resta dúvida de que ambas as taxas medem o mesmo fenômeno, já que as curvas caminham juntas ( $r = 0,711$ ;  $p = 0,003$ ). No entanto, há uma nítida diferença de magnitude. Se o analista utilizar a taxa bruta de reeleição (TBR), a média encontrada é de 46,1% (sinalizada pela linha pontilhada horizontal). Se o pesquisador escolher a taxa de conservação, o termo médio é de 66,37% (sinalizada pela linha preta horizontal). Ou seja, uma diferença, em média, de 20,27 pontos percentuais. Por definição, o cálculo de uma taxa considera em seu numerador a quantidade de ocorrências (n) e em seu denominador a população exposta ao risco. A taxa bruta de reeleição utiliza em seu numerador o quantitativo de ocorrências (n) tendo em seu denominador toda população (reeleitos + derrotados + desistentes). Todavia, se o candidato é desistente, ele não está exposto

ao risco de reeleger-se, logo, sua inclusão no denominador vai subestimar a probabilidade de reeleição. Portanto, daqui em diante adota-se a taxa de conservação como referência para todas as análises. Além disso, no que diz respeito à série temporal, serão analisados apenas os dados a partir de 1990, já que esse é o divisor de águas na estruturação do sistema político e eleitoral brasileiro. Adicionalmente, a renovação pode ser avaliada a partir das taxas de representação e conservação. Enquanto a reapresentação altera as chances de renovação, a taxa de conservação pode ser tomada como indicio de sua magnitude.

Tomadas essas decisões metodológicas, o próximo passo é mensurar. No Brasil, essas variáveis comportam-se da seguinte forma:

TABELA 2 – TAXAS DE REAPRESENTAÇÃO E CONSERVAÇÃO PARA A CÂMARA DOS DEPUTADOS (%); 1990-2006)

VARIÁVEL	N	MÍNIMO	MÁXIMO	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO	COEFICIENTE DE VARIAÇÃO <sup>6</sup>
Reapresentação	5	69,18	84,4	75,9	5,49	0,07
Conservação	5	61,66	69,61	65,34	3,42	0,05

FONTE: os autores.

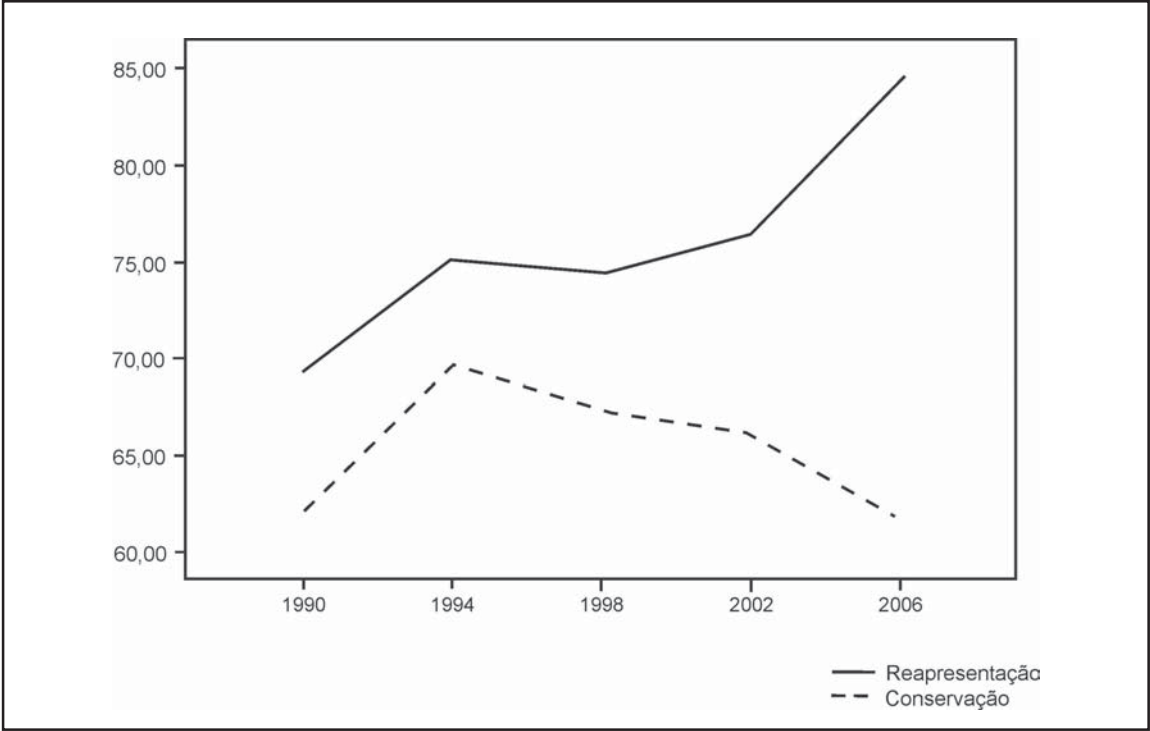
Em relação à taxa de reapresentação, o menor valor (69,18%) foi observado em 1990. No outro oposto, 84,4% dos deputados reapresentaram-se no ano de 2006, sendo a média de 75,9%. No que diz respeito à conservação, os *incumbents* demonstraram o pior desempenho em 2006 (61,66%); a melhor ocorre em 1994 (69,61%), sendo a média de 65,34%. No quesito heterogeneidade, via desvio padrão, registra-se que a variabilidade na taxa de reapresentação (5,49) é superior à taxa de conservação (3,42). Essa mesma conclusão emerge ao considerar-se o coeficiente de variação. A interpretação substantiva é: em

relação à taxa de conservação, os desvios tendo como parâmetro o termo médio atingem 7% (0,07 x 100) do valor da média. No que diz respeito à taxa de representação esse valor é de 5% (0,05 x 100). O gráfico, a seguir, ilustra a dispersão desses dados.

sufficient detail so that it can be replicated is it possible to evaluate the procedures followed and methods used” (KING, KEOHANE & VERBA, 1994, p. 26). [“Todos os dados e análises devem, até onde for possível, ser replicáveis [...] é somente ao reportar o estudo em detalhe suficiente, de modo a ser replicável, é que se torna possível avaliar os procedimentos seguidos e os métodos usados” N. R.].

<sup>6</sup> O coeficiente de variação é uma medida de dispersão para comparar médias de distribuições diferentes. Isso porque o desvio padrão é relativo à média e como em duas distribuições as médias podem ser diferentes, o desvio dessas duas distribuições pode não ser diretamente comparável. Uma solução é utilizar o coeficiente de variação: basta dividir o valor do desvio-padrão pela média.

GRÁFICO 2 – REAPRESENTAÇÃO E CONSERVAÇÃO PARA A CÂMARA DOS DEPUTADOS (%; 1990-2006)



FONTE: Os autores.

Em primeiro lugar, observa-se uma tendência ao aumento da proporção de deputados que se reapresentaram ao longo do tempo (sinalizada pela linha preta). Em alguma medida, esse achado contraria o prognóstico de que os cargos legislativos não são atraentes. Além disso, os dados sugerem uma correlação negativa entre essas duas variáveis ( $r = -0,205$ ,  $p = 0,741$ ). Essa relação é mais evidente no último triênio analisado. Ou seja, nesse período quanto maior a proporção de *incumbents* que tentaram a reeleição (reapresentação), menor a chance de sucesso (onservação). Como explicar que cada vez mais

os *incumbents* recandidatam-se e não levam? Uma possível resposta pode ser especulada via competição eleitoral. Ou seja, aposta-se que a dificuldade de eleger-se é algo que atinge tanto os *incumbents* quanto os desafiantes (*challengers*). Mais do que isso, a reapresentação no Brasil pode aumentar a concorrência entre *incumbents*, o que faz que eles reduzam as chances uns dos outros.

Portanto, uma forma de testar essa hipótese é por meio de uma correlação parcial entre as taxas de reapresentação e conservação, tendo como variável de controle a competição eleitoral. A Tabela 3, abaixo, sintetiza esse procedimento:

TABELA 3 – CORRELAÇÃO ENTRE REAPRESENTAÇÃO E CONSERVAÇÃO CONTROLADO PELO ÍNDICE DE COMPETITIVIDADE ELEITORAL<sup>7</sup>

PERÍODO	SEM CONTROLE			COM CONTROLE		
	r	p valor	n	r	p valor	gl
1990-2006	-0,205	0,741	5	0,668	0,332	2

FONTE: os autores.

<sup>7</sup> De acordo com Pallant (2007), a correlação parcial permite o controle, em um teste bivariado, por uma variável

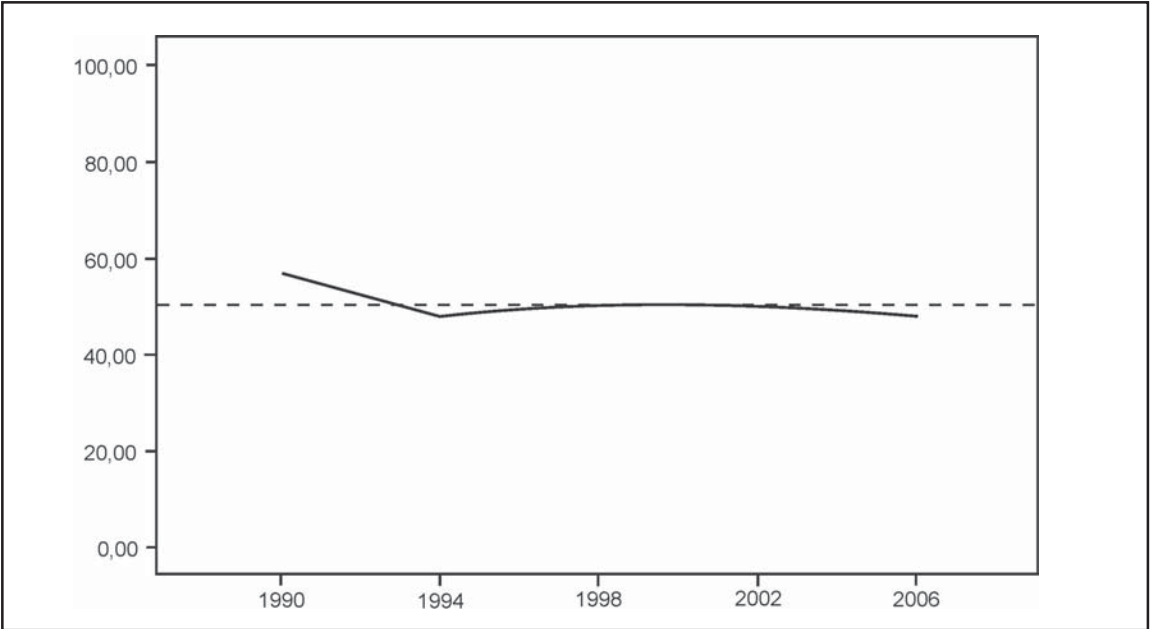
adicional. Por meio desse controle, é possível estimar mais acuradamente o grau de associação entre as variáveis de interesse.

Os dados indicam que controlando pela competição política, o grau de associação entre as variáveis aumenta e muda de direção passando de -0,205 para 0,668. Ou seja, a associação negativa que antes se observava apenas sustentase sem levar em consideração a competição. Isso porque a rerepresentação tem um impacto na concorrência, ao permitir a disputa entre *incumbents*. Na correlação parcial (com controle)

esse efeito é incluído no modelo fazendo que Reapresentação e Conservação correlacionem-se positivamente.

Esse resultado sugere um movimento retroativo da Taxa de Renovação (TR). Portanto, vejamos o que ocorre com ela, tendo como fórmula de mensuração a divisão entre a soma dos candidatos derrotados mais os desistentes pelo total.

GRÁFICO 3 – TAXA DE RENOVAÇÃO (1990-2006)



FONTE: os autores.

Algumas informações podem ser extraídas da dinâmica da curva: (1) houve redução nas ondas de renovação no período entre 1990-2006 (9,11%); (2) a média de renovação é de 50,44%, sendo bastante estável a partir de 1994; (3) essa média pode ser considerada alta (SAMUELS, 2003). Portanto, após mesurar o fenômeno resta observar seu impacto. Os resultados indicam uma inundação média de 50% de novatos dentro da

Câmara. A questão é saber até onde eles conseguem navegar. As ondas de renovação contaminam os centros de comando da Casa? Ou será que são neutralizadas pelos critérios utilizados na seleção dos seus comandantes?

V. METODOLOGIA<sup>8</sup>

Para responder a essas questões, o desenho de pesquisa está organizado da seguinte forma:

TABELA 4 – DESENHO DE PESQUISA

POPULAÇÃO	DEPUTADOS FEDERAIS DA 51ª LEGISLATURA (1999-2003)
Variáveis	Antiguidade congressional, experiência política e status de <i>incumbent</i>
Comparação	Ocupantes dos cargos de destaque com deputados regulares
Hipótese	Os ocupantes dos cargos de destaque apresentam maior nível de profissionalização dos que os parlamentares medianos
Técnicas	Estatística descritiva, análise fatorial de componentes principais e teste t

FONTE: os autores.



A população analisada refere-se aos deputados federais da 51ª legislatura (1999-2003). As variáveis são: *i*) a “antigüidade congressual”, *i.e.*, o número de mandatos exercidos pelo parlamentar como Deputado Federal; *ii*) “experiência política”, assume valor “1” quando o parlamentar possui experiência em alguma arena eletiva (poder Executivo ou Legislativo) e valor “0” caso contrário; *iii*) *status* de *incumbent* indica se o deputado ocupava um cargo dentro da Câmara no pleito eleitoral anterior à sua eleição. Assume valor “1” em caso positivo e valor “0” caso contrário. Em conjunto, essas três variáveis representam o grau de conhecimento da máquina, ou seja, a dimensão da profissionalização do deputado.

A aposta é que a Câmara possui uma estrutura interna complexa, sendo necessário tempo para que se conheçam as suas peças (atores) e engrenagens (procedimentos). Precisamente, a comparação será realizada entre os ocupantes de cargos de destaque (lideranças partidárias, membros da mesa diretora e presidentes das comissões) e os parlamentares regulares. Para testar nossa hipótese de trabalho, estimamos um fator construído a partir da análise fatorial de componentes principais das referidas variáveis<sup>9</sup>. Depois disso, compara-se em que medida o grau de profissionalização varia entre os dois grupos.

TABELA 5 – ANTIGÜIDADE CONGRESSUAL, 51ª LEGISLATURA (1999-2003)

CARGO	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO	COEFICIENTE DE VARIAÇÃO
Presidentes	1,38	0,68	0,49
Líderes	2,04	1,20	0,59
Mesa Diretora	2,31	0,69	0,30
Câmara	1,27	0,99	0,78

FONTE: os autores.

VI. RESULTADOS

A média da antigüidade dos parlamentares foi de 1,27 mandato. Para os presidentes das comissões esse valor foi 1,38 e para os comandantes das bancadas, de 2,04. Como pode ser notado, o grupo mais experiente ocupou a mesa diretora, apresentando uma média de 2,31 legislaturas. Portanto a dominância é seguinte: Mesa Diretora > líderes > presidentes das comissões > Câmara. Esses dados sugerem que os postos de comando são controlados por parlamentares mais experientes do que a média geral. No quesito heterogeneidade, via coeficiente de variação, a

dominância é a seguinte: Câmara > líderes partidários > presidentes das comissões > Mesa Diretora. Em outros termos, os congressistas típicos formam o grupo mais heterogêneo (0,78) enquanto os integrantes da Mesa Diretora (0,3) formam o grupo mais homogêneo. Do ponto de vista substantivo, isso quer dizer que os grupos de parlamentares que ocupam postos de comando são mais parecidos entre si quando comparados com os que estão de “fora”.

<sup>8</sup> Uma possível objeção à análise da 51ª legislatura seria a sua defasagem temporal. Isso porque já existem dados mais recentes disponíveis para serem coletados. No entanto, como acreditamos que as instituições necessitam de tempo e ambiente favorável para institucionalizarem-se, quanto mais antiga a base de dados, maior é a probabilidade de rejeitar a hipótese de trabalho. Logo, conclusões elaboradas a partir de testes de hipóteses mais rigorosos tendem a produzir inferências mais consistentes. Nesse sentido, optamos por pioneiramente testar a hipótese para a 51ª legislatura e, em um segundo momento, extrapolar o modelo para legislaturas mais recentes.

<sup>9</sup> Para trabalhos clássicos sobre análise fatorial ver Harman (1967), Rummel (1967; 1970), Cooper (1983) e Bartholomew (1984). Para textos introdutórios ver Kim e Mueller (1978a; 1978b), Zeller e Carmines (1980), Decoster (1998) e Costelo e Orborne (2005). Para uma abordagem mais aprofundada ver Lawley e Maxwell (1973), Isogawa e Okamoto (1980), Bollen e Arminger (1991), Yalcin e Amemiya (2001) e Tabachnick e Fidell (2007). Para análise fatorial de dados *missing* ver Mackelprang (1970) e Ligny *et alii* (1981), para análise fatorial de dados categóricos ver Bartholomew (1980) e Vermunt e Magidson (2004). Para aplicações práticas utilizando o SPSS ver Dancey e Reidy (2004) e Pallant (2007). Para uma introdução em português ver Hair *et alii* (2005). Para diferentes aplicações ver Grumm (1963), Bonjean e Browning (1969), Dunn, Schneck e Lawson (1973), Slatin (1974) e Roberts (1987).

TABELA 6 – EXPERIÊNCIA POLÍTICA, 51ª LEGISLATURA (1999-2003)

CARGO	N	%
Presidentes	20	60,6
Líderes	30	63,8
Mesa Diretora	8	61,5
Câmara	289	57,1

FONTE: os autores.

No que diz respeito à experiência política prévia, 57,1% dos deputados já exerceram cargo em outras arenas eletivas. Em segundo lugar apareceram os integrantes da mesa diretora (61,5%) seguidos de perto pelos presidentes das

comissões (60,6%). Os líderes apresentaram o perfil mais profissionalizado já que 63,8% deles têm experiência política prévia. Ganha força o argumento de que os postos de comando são ocupados por deputados mais profissionalizados.

TABELA 7 – STATUS DE INCUMBENT (EM 1999)

CARGO	N	%
Presidentes	26	78,78
Líderes	35	74,5
Mesa Diretora	12	92,3
Câmara	288	56,9

FONTE: Câmara dos Deputados (2008).

De acordo com os dados, 56,9% dos deputados já possuíam uma sala em Brasília. Ao considerar-se os líderes, observa-se que três em cada quatro comandantes de bancada também eram *incumbents* (74,5%). Entre os presidentes das comissões, 78,78% detinham um cargo prévio e 92,3% dos integrantes da mesa diretora já se encontravam na capital federal. Novamente, o *status de incumbent* parece diferenciar comandantes de comandados.

Em síntese, antigüidade congressual, experiência política prévia e *status de incumbent* são elementos que distinguem os ocupantes de cargos de destaque dos demais deputados. O desafio agora é explorar em que medida esses fatores podem ser utilizados para criar uma medida de profissionalização dos parlamentares brasileiros. Nesse artigo, utilizamos essas variáveis para criar um fator de profissionalização, utilizando a técnica de análise fatorial de componentes principais. A tabela abaixo ilustra as estatísticas de interesse.

TABELA 8 – COMUNALIDADES<sup>10</sup>

VARIÁVEL	INICIAL	EXTRAÇÃO
Antigüidade congressual	1	0,767
Status de incumbent	1	0,766
Experiência política	1	0,08

FONTE: os autores.

NOTA: Método de extração: análise de componentes principais.

<sup>10</sup> A dimensão da profissionalização foi extraída a partir de uma análise fatorial de componentes principais. O valor da

estatística Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) foi de 0,515 e do Bartlett’s test of sphericity (BTS) de 209,497, gl 3,  $p < 0,000$ . O valor da estatística Alpha de Cronbach foi de 0,302.

TABELA 9 – TOTAL DA VARIÂNCIA EXPLICADA

COMPONENTE	INITIAL EIGENVALUES			EXTRACTION SUMS OF SQUARED LOADINGS		
	TOTAL	% DA VARIÂNCIA	% ACUMULADO	TOTAL	% DA VARIÂNCIA	% ACUMULADO
1	1,619	53,963	53,963	1,619	53,963	53,963
2	0,965	32,172	86,135			
3	0,416	13,865	100			

FONTE: os autores.

Seguindo a recomendação corrente da literatura sobre análise fatorial, optou-se por extrair apenas fatores com *eigenvalues* acima de um. Dessa forma, apenas o primeiro fator foi extraído (1,619), carregando cerca de 54% de toda a variância das

variáveis originais (como pode ser observado na primeira linha da tabela acima). A Tabela 10, a seguir, apresenta a contribuição de cada variável na construção do fator.

TABELA 10 – COMPONENT MATRIX

VARIÁVEL	COMPONENT
Antigüidade congressional	0,876
Status de incumbent	0,875
Experiência política	-0,294

FONTE: os autores.

Tanto antigüidade congressional (0,876) quanto *status de incumbent* (0,875) contribuem positivamente para a construção do fator de profissionalização. Curiosamente, a variável experiência política segue no sentido contrário

(-0,294), sugerindo que ela não deve ser utilizada na criação do fator<sup>11</sup>. A Tabela 11, abaixo, apresenta a comparação de médias entre os grupos.

TABELA 11 – COMPARAÇÃO DE MÉDIAS

VARIÁVEL	CD	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO	COEFICIENTE DE VARIAÇÃO
Profissionalização	Sim	0,394	0,921	2,338
	Não	-0,079	0,996	-12,608

FONTE: os autores.

A comparação considerou dois grupos: o grupo de deputados que exerceram algum cargo de destaque (liderança partidária, presidência das comissões ou Mesa Diretora) foi comparado com o grupo de referência (congressistas medianos). Como pode ser observado, a média de profissionalização daqueles que ocuparam cargos de destaque foi de 0,394 *vis-à-vis* o valor do grupo de referência (-0,079). Além disso, o coeficiente

<sup>11</sup> A inadequação da variável “experiência política” para a extração do fator pode ser parcialmente explicada pelo seu baixo grau de especificação. Por exemplo, por ser uma *dummy*, ela concede o mesmo peso para o cargo de Vereador em Carnaubeira da Penha (PE) e para Governador da cidade de São Paulo. Para que ela possa ser rejeitada com mais robustez é necessário melhorar a sua qualidade e submetê-la a novos testes. Os autores desse artigo estão estudando uma forma de elevar o nível de especificação da referida variável. Contribuições são bem-vindas.

de variação indica que o grupo de referência é muito mais heterogêneo (-12,608) do que o grupo de parlamentares que ocupou cargos de destaque

(2,338). A tabela abaixo apresenta o teste de significância.

TABELA 12 – INDEPENDENT SAMPLE TEST (TESTE T)

VD: PROFISSIONALIZAÇÃO	F	SIG	T	DF	SIG (BICAUDAL)
Igualdade de variância assumida	10,352	0,001	3,972	487	0,000
Igualdade de variância não assumida			4,190	122,491	0,000

FONTE: os autores.

No caso, como o p-valor do teste de igualdade de variâncias sugere heterocedasticidade (0,001), é preciso observar as estatísticas da segunda linha da tabela (*Equal variances not assumed* – igualdade de variância não assumida). Os dados sugerem que existe uma diferença estatisticamente significativa entre o nível de profissionalização dos deputados que ocuparam cargos de destaque *vis-à-vis* aqueles que não ocuparam ( $p < 0,000$ ). Em termos substantivos, isso quer dizer que os deputados que ocupam o coração da Câmara apresentam um perfil mais profissionalizado quando comparados com os parlamentares medianos. Para a mesa diretora a média é de 0,764, para os líderes esse escore é de 0,469 e para os presidentes das comissões esse valor é de 0,245.

VII. CONCLUSÕES

Após cerca de 20 anos de redemocratização no Brasil é possível identificar sinais da institucionalização da Câmara dos Deputados? A hipótese de trabalho aposta que sim e que esses sinais podem ser detectados. Segundo a literatura, a renovação influencia negativamente o grau de profissionalização, minando a institucionalização. O seu efeito é ainda mais danoso caso as ondas de renovação atinjam os centros de comando.

No Brasil, no período entre 1990-2006, a taxa média de renovação foi de 50,44%. Baseado nisso a literatura traça o seguinte prognóstico: o poder Legislativo frágil diante de um poder Executivo hipertrofiado não consegue manter seus melhores quadros, o que reduz sua capacidade de intervir na agenda pública. Essa fragilidade, unida a uma elevação da concorrência, reduziria significativamente a capacidade atrativa desse poder. Nesse cenário, o poder Legislativo serviria

apenas como uma espécie de trampolim. Ele faria parte de uma estratégia pessoal dos deputados que tem como fim um cargo no poder Executivo. Claro está que o argumento ganha força na medida em que se considera a composição homogênea das casas. Para explicar, quando se acredita que até mesmo os postos de comando das casas legislativas são ocupados por deputados inexperientes e poucos interessados em uma carreira parlamentar. Por isso, é fundamental analisar se a renovação alcança os centros de comando. Como foi demonstrado, esse não é o caso. Todas as variáveis analisadas apontam para o mesmo sentido: o grau de profissionalização dos ocupantes dos cargos de destaque supera o nível dos deputados regulares. Em termos menos técnicos, a onda de renovação inunda a Câmara com intensidades diferentes: tsunami para os marinheiros e marolas para os almirantes.

Portanto, é possível afirmar que embora as ondas de renovação sejam bastante robustas, elas não atingem os centros de comando. Dito de outro modo, a instituição cria mecanismos de preservação que protegem seus postos de destaque dos recém-chegados. Isso sinaliza para uma organização bem maior do que se supõe. Nossa hipótese é que os deputados mais antigos e mais experientes dominam os procedimentos internos da Câmara e tendem a maximizar os interesses dos representados (bancadas ou do plenário) nas negociações internas ou com outros poderes. Claro, para testar essa explicação são necessários novos estudos contando inclusive com outros métodos e técnicas de pesquisa. Uma empresa que fica para o futuro e que está aberta aos especialistas interessados na área.

José Alexandre da Silva Júnior (jasjunior2007@yahoo.com.br) é Doutorando em Ciência Política pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e Professor de Ciência Política na Universidade Federal de Goiás (UFG).

Dalson Britto Figueiredo Filho (dalsonbritto@yahoo.com.br) é Doutorando em Ciência Política na Universidade Federal de Pernambuco (UFPE).

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMORIM NETO, O. & SANTOS, F.** 2003. O segredo ineficiente revisto: o que propõem e o que aprovam os deputados brasileiros. *Dados*, Rio de Janeiro, v. 46, n. 4, p. 661-698. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/dados/v46n4/a02v46n4.pdf>. Acesso em: 14.maio.2012.
- BARRETO, A.** 2008. Reeleição parlamentar: reflexões metodológicas e análise do caso da Câmara de Vereadores de Pelotas (1976-2004). *Opinião Pública*, Campinas, v. 14, n. 1, p. 123-148. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/op/v14n1/05.pdf>. Acesso em: 14.maio.2012.
- BARTHOLOMEW, D. J.** 1984. The Foundations of Factor Analysis. *Biometrika*, Oxford, v. 71, n. 2, p. 221-232.
- BELL, C. G. & PRICE, C. M.** 1987. Twenty Years of a Full-Time Legislature: Is It Time for Reform? *California Journal*, v. 18, p. 36-40.
- BENJAMIN, G. & MALBIN, M.** 1992. Term Limits for Lawmakers: How to Start Thinking about a Proposal in Process. In: BENJAMIM, G. & MALBIN, M. (eds.). *Limiting Legislative Terms*. Washington (DC): Congressional Quarterly.
- BERRY, W. D.; BERKMAN, M. B. & SCHNEIDERMAN, S.** 2000. Legislative Professionalism and Incumbent Reelection: The Development of Institutional Boundaries. *The American Political Science Review*, Los Angeles, v. 94, n. 4, p. 859-874, Dec.
- BLAIR, D. K. & HENRY, A. R.** 1981. The Family Factor in State Legislative Turnover. *Legislative Studies Quarterly*, Iowa, v. 6, n. 1, p. 55-68.
- BOLLEN, K. A. & ARMINGER, G.** 1991. Observational Residuals in Factor Analysis and Structural Equation Models. *Sociological Methodology*, Washington (DC), v. 21, p. 235-262. Disponível em: [http://www.tstat.it/software/Lisrel/Bollen\\_Arminger\\_1991.pdf](http://www.tstat.it/software/Lisrel/Bollen_Arminger_1991.pdf). Acesso em: 14.maio.2012.
- BONJEAN, C. M. & BROWNING, H. L.** 1969. Toward Comparative Community Research: A Factor Analysis of United States Counties. *The Sociological Quarterly*, Oxford, v. 10, n. 2, p. 157-176, Spring.
- CHAFFEY, D. C.** 1970. The Institutionalization of State Legislatures: A Comparative Study. *The Western Political Quarterly*, Salt Lake City, v. 23, n. 1, p. 180-196, Mar.
- CLAPP, C. L.** 1962. *The Congressman*. His Work and He Sees It. Washington: Brookings Institution.
- CLAVERT, J.** 1979. Revolving Doors: Volunteerism in State Legislatures. *State Government*, v. 52, p. 174-181.
- COOPER, J. C. B.** 1983. Factor Analysis: An Overview. *The American Statistician*, Alexandria (VA), v. 37, n. 2, p. 141-147, May.
- COSTELLO, A. B. & OSBORNE, J. W.** 2005. Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most from Your Analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, v. 10, n. 7, p. 13-24, July. Disponível em: <http://pareonline.net/pdf/v10n7.pdf>. Acesso em: 14.maio.2012.
- DANCEY, C. & REIDY, J.** 2004. *Estatística sem matemática para Psicologia: usando SPSS para Windows*. Porto Alegre: Artmed.
- DECOSTER, J.** 1998. *Overview of Factor Analysis*. Tuscaloosa: University of Alabama. Disponível em: <http://www.stat-help.com/notes.html>. Acesso em: 14.maio.2012.
- DIAMOND, I.** 1977. *Sex Roles in the State House*. New Haven: Yale University.
- DUNN, M. J.; SCHNECK, R. & LAWSON, J.** 1973. A Test of the Uni-Dimensionality of Various Political Scales through Factor



- Analysis: A Research Note. *Canadian Journal of Political Science*, Edmonton, v. 6, n. 4, p. 664-669, Dec.
- FREEMAN, P. K. & HEDLUND, R. D.** 1993. The Functions of Committee Change in State Legislatures. *Political Research Quarterly*, Thousand Oaks, v. 46, n. 4, p. 911-929, Dec.
- GRUMM, J. G.** 1963. A Factor Analysis of Legislative Behavior. *Midwest Journal of Political Science*, Bloomington, v. 7, n. 4, p. 336-356, Nov.
- HAEBERLE, S. H.** 1978. The Institutionalization of the Subcommittee in the United States House of Representatives. *The Journal of Politics*, Statesboro, v. 40, n. 4, p. 1054-1065.
- HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. & TATHAM, R. L.** 2006. *Multivariate Data Analysis*. 6<sup>th</sup> ed. Upper Saddle River: Pearson & Prentice Hall.
- HARMAN, H. H.** 1967. *Modern Factor Analysis*. 2<sup>nd</sup> ed. Chicago: University of Chicago.
- HIBBING, J. R.** 1988. Legislative Institutionalization with Illustrations from the British House of Commons. *American Journal of Political Science*, Bloomington, v. 32, n. 3, p. 681-712, Aug.
- \_\_\_\_\_. 1993. The Career Paths of Members of Congress. In: WILLIAMS, S. & LASCHER, E. L. (eds.). *Ambition and Beyond*. Berkeley: Institute of Governmental Studies.
- HYNEMAN, C. S.** 1938. Tenure and Turnover of Legislative Personnel. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Thousand Oaks, v. 195, p. 21-31, Jan.
- ISOGAWA, Y. & OKAMOTO, M.** 1980. Linear Prediction in the Factor Analysis Model. *Biometrika*, Oxford, v. 67, n. 2, p. 482-484.
- JEFFE, S. B.** 1987. For Legislative Staff, Policy Takes a Back Seat to Politics. *California Journal*, v. 18, p. 42-45.
- KIM, J. & MUELLER, C. W.** 1978a. *Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues*. Beverly Hills: Sage.
- \_\_\_\_\_. 1978b. *Introduction to Factor Analysis: What It Is and How to Do It*. Beverly Hills: Sage.
- KING, G.** 2001. *How Not to Lie with Statistics*. Disponível em: <http://gking.harvard.edu/files/mist.pdf>. Acesso em: 14.maio.2012.
- KING, G.; KEOHANE, R. O. & VERBA, S.** 1994. *Designing Social Inquiry*. New Jersey: Princeton University.
- LAWLEY, D. N. & MAXWELL, A. E.** 1973. Regression and Factor Analysis. *Biometrika*, Oxford, v. 60, n. 2, p. 331-338.
- LIGNY, C. L.; NIEUWDORP, G. H. E.; BREDERODE, W. K.; HAMMERS, W. E. & HOUWELINGEN, J. C.** 1981. An Application of Factor Analysis with Missing Data. *Technometrics*, Alexandria (VA), v. 23, n. 1, p. 91-95, Feb.
- MACKELPRANG, A. J.** 1970. Missing Data in Factor Analysis and Multiple Regression. *Midwest Journal of Political Science*, Bloomington, v. 14, n. 3, p. 493-505, Aug.
- NORTH, D. C.** 1971. Institutional Change and Economic Growth. *The Journal of Economic History*, New York, v. 31, n. 1, p. 118-225, Mar.
- \_\_\_\_\_. 1984. Government and the Cost of Exchange in History. *The Journal of Economic History*, New York, v. 44, n. 2, p. 255-264.
- OPHEIM, C.** 1994. The Effect of U.S. State Legislative Term Limits Revisited. *Legislative Studies Quarterly*, Iowa, v. 19, n. 1, p. 49-59, Feb.
- PALLANT, J.** 2007. *SPSS Survival Manual*. Birmingham: Open University.
- PEREIRA, C. & RENNÓ, L.** 2007. O que é que o reeleito tem? O retorno: o esboço de uma teoria da reeleição no Brasil. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 27, n. 4, p. 664-683. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rep/v27n4/a10v27n4.pdf>. Acesso em: 14.maio.2012.
- POLSBY, N.** 1968. The Institutionalization of the House of Representatives. *The American Political Science Review*, Los Angeles, v. 62, n. 1, p. 144-168, Mar.
- \_\_\_\_\_. 2008. A institucionalização da Câmara dos Deputados dos Estados Unidos. *Revista de Sociologia e Política*, Curitiba, v. 16, n. 30, p. 221-251, jun. Disponível em: <http://>

- www.scielo.br/pdf/rsocp/v16n30/14.pdf. Acesso em: 15.maio.2012.
- POLSBY, N.; GALLAHER, M. & RUNDQUIST, B. S.** 1969. The Growth of the Seniority System in the U.S. House of Representatives. *The American Political Science Review*, Los Angeles, v. 63, n. 3, p. 787-807, Sep.
- ROBERTS, B. R.** 1987. A Confirmatory Factor-Analytic Model of Alienation. *Social Psychology Quarterly*, Washington (DC), v. 50, n. 4, p. 346-351, Dec.
- ROSENTHAL, A.** 1974. And So They Leave: Legislative Turnover in the States. *State Government*, v. 47, p. 148-152.
- \_\_\_\_\_. 1996. State Legislative Development: Observations from Three Perspectives. *Legislative Studies Quarterly*, Iowa, v. 21, n. 2, p. 169-198, May.
- RUMMEL, R. J.** 1967. Understanding Factor Analysis. *The Journal of Conflict Resolution*, Thousand Oaks, v. 11, n. 4, p. 444-480, Dec.
- \_\_\_\_\_. 1970. *Applied Factor Analysis*. Evanston: Northwestern University.
- SAMUELS, D.** 2000. Ambition and Competition: Explaining Legislative Turnover in Brazil. *Legislative Studies Quarterly*, Iowa, v. 25, n. 3, p. 481-497, Aug.
- \_\_\_\_\_. 2003. *Ambition, Federalism and Legislative Politics*. Cambridge (UK): Cambridge University.
- SANTOS, F.** 2003. *O poder Legislativo no presidencialismo de coalizão*. Belo Horizonte: UFMG.
- SLATIN, G. T.** 1974. A Factor Analytic Comparison of Ecological and Individual Correlations: Some Methodological Implications. *The Sociological Quarterly*, Oxford, v. 15, n. 4, p. 507-520, Autumn.
- SMITH, R. E. & MILLER, L. W.** 1977. Leaving The Legislature: Why do They Go? *Public Service*, v. 4, p. 6-8.
- SQUIRE, P.** 1992. The Theory of Legislative Institutionalization and the California Assembly. *The Journal of Politics*, Statesboro, v. 54, n. 4, p. 1026-1054, Nov. Disponível em: [http://ir.uiowa.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1093&context=polisci\\_pubs](http://ir.uiowa.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1093&context=polisci_pubs). Acesso em: 14.maio.2012.
- \_\_\_\_\_. 1998. Membership Turnover and the Efficient Processing of Legislation. *Legislative Studies Quarterly*, Iowa, v. 23, n. 1, p. 23-32, Feb.
- \_\_\_\_\_. 2007. Measuring Legislative Professionalism: The Squire Index Revisited. *State Politics and Policy Quarterly*, Thousand Oaks, v. 7, n. 2, p. 211-227, Summer.
- TABACHNICK, B. & FIDELL, L.** 2007. *Using Multivariate Analysis*. Needham Heights: Allyn & Bacon.
- VERMUNT, J. K. & MAGIDSON, J.** 2004. Factor Analysis with Categorical Indicators: A Comparison between Traditional and Latent Class Approaches. In: VAN DER ARK, A.; CROON, M. A. & SIJTSMA, K. *New Developments in Categorical Data Analysis for the Social and Behavioral Sciences*. Mahwah: Erlbaum.
- YALCIN, I. & AMEMIYA, Y.** 2001. Nonlinear Factor Analysis as a Statistical Method. *Statistical Science*, Beachwood, v. 16, n. 3, p. 275-294, Aug.
- ZELLER, R. A. & CARMINES, E. G.** 1980. *Measurement in the Social Sciences: The Link between Theory and Data*. Cambridge (UK): Cambridge University.

CALM WATERS OR TSUNAMIS? THE IMPACT OF RENOVATION CURRENTS ON THE PROFESSIONALIZATION OF FEDERAL REPRESENTATIVES (1999-2003)

*José Alexandre da Silva Júnior and Dalson Britto Figueiredo Filho*

What effects have renovation currents had on the professionalization of federal representatives? Starting from the assumption that organizations need time and a favorable environment for their institutionalization, this article tests the hypothesis that the internal organization of the House of Representatives adopts institutional criteria that block the entrance of outsiders. Empirically, we believe that those who occupy commanding positions (party leadership, executive board, commission presidency) are more professionalized than ordinary representatives. In methodological terms, we use descriptive statistics, factorial analysis of major components and means tests to estimate the degree to which professionalization varies from group to group. . Our results suggest that those who occupy major leadership positions present a degree of professionalization that is significantly higher than that of ordinary representatives.

**KEYWORDS:** *Brazilian House of Representatives; Professionalization; Institutionalization.*

DES PETITES VAGUES OU DES TSUNAMIS ? L'IMPACT DES VAGUES DE RÉNOVATION SUR LA PROFESSIONNALISATION DES DÉPUTÉS FÉDÉRAUX (1999-2003)

*José Alexandre da Silva Júnior et Dalson Britto Figueiredo Filho*

Quel serait l'effet des vagues de rénovation sur la professionnalisation des députés fédéraux? En partant du présupposé selon lequel les organisations ont besoin de temps et d'un environnement favorable pour s'institutionnaliser, ce travail teste l'hypothèse selon laquelle l'organisation intérieure de la Chambre des Députés adopte des critères institutionnels qui bloquent l'entrée d'*outsiders* dans le cœur de la Maison. Empiriquement, nous parions que les occupants des fonctions de commande (direction de partis, comité directeur et présidence des commissions) sont plus professionnalisés qu'un député typique. En termes méthodologiques, nous utilisons la statistique descriptive, l'analyse factorielle des principaux composants et un test de comparaison des moyennes pour estimer dans quelle mesure la professionnalisation varie entre les différents groupes. Les résultats suggèrent que les occupants des fonctions d'importance présentent un degré de professionnalisation significativement supérieur en comparaison avec les députés typiques.

**MOTS-CLÉS** : *Chambre des Députés; rénovation ; professionnalisation ; institutionnalisation.*