

Título do capítulo	CAPÍTULO 3 – O CRESCIMENTO DO FUNCIONALISMO LEGISLATIVO: PROFISSIONALIZAÇÃO OU PATRONAGEM?
Autores(as)	Acir Almeida
DOI	http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-047-9/capitulo3

Título do livro	TRAJETÓRIAS DA BUROCRACIA NA NOVA REPÚBLICA: HETEROGENEIDADES, DESIGUALDADES E PERSPECTIVAS (1985-2020)
Organizadores(as)	Felix G. Lopez José Celso Cardoso Junior
Volume	-
Série	-
Cidade	Brasília
Editora	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
Ano	2023
Edição	1ª
ISBN	978-65-5635-047-9
DOI	http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-047-9

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2023

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesso: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

O CRESCIMENTO DO FUNCIONALISMO LEGISLATIVO: PROFISSIONALIZAÇÃO OU PATRONAGEM?¹

Acir Almeida²

1 INTRODUÇÃO

Segundo os dados compilados no Atlas do Estado Brasileiro,³ o funcionalismo dos Legislativos dos três níveis de governo cresceu 436% entre 1986 e 2017, quase quatro vezes mais que o dos Executivos do país (Lopez e Guedes, 2020). Os mesmos dados também indicam que a qualificação daqueles servidores, medida em termos da porcentagem com ensino superior completo, aumentou de 30% para 36%, o que parece pouco, sobretudo considerando o crescimento na esfera do Executivo, de 18% para 46%.

Esse padrão, de forte expansão quantitativa, mas de pouca melhora qualitativa – no caso, de nível educacional –, suscita a questão sobre o que reflete o crescimento do funcionalismo dos Legislativos. Trata-se de um processo de profissionalização da instituição, mediante investimento em recursos humanos? Ou, ao contrário, de intensificação de práticas tradicionais de patronagem, para recompensar apoio político-eleitoral (clientelismo) ou obter benefícios pessoais (patrimonialismo)?

Este capítulo analisa o crescimento do funcionalismo legislativo durante a Nova República, com o objetivo de verificar em que medida ele apresenta padrões consistentes com profissionalização ou, alternativamente, patronagem. Para tanto, produzem-se evidências descritivas e econométricas originais, com base nos dados anuais do Atlas do Estado Brasileiro sobre os Legislativos da União, Unidades da Federação (UFs) e capitais municipais, no período 1985-2019.

Constata-se que o crescimento do funcionalismo legislativo foi acompanhado de aumentos substanciais de sua qualificação e salário real, em consonância com o esperado a partir da literatura sobre burocracias profissionais. Além disso, aumentos do funcionalismo sucederam, em vez de antecederem, aumentos do gasto público,

1. O autor agradece a Debora Gershon, Felix G. Lopez e a um parecerista anônimo, por suas valiosas sugestões. Eventuais erros e omissões são de responsabilidade exclusiva do autor.

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Diest/Ipea). *E-mail*: <acir.almeida@ipea.gov.br>.

3. Disponível em: <<http://atlasestado.ipea.gov.br>>.

como esperado em caso de profissionalização, e contrário ao cenário de patronagem. Assim, conclui-se que, pelo menos nos casos analisados, o crescimento do funcionalismo apresenta características consistentes com processos de profissionalização legislativa e incongruentes com a prevalência de um sistema de patronagem.

Organiza-se o restante deste capítulo em mais quatro seções. Na seção 2, revisam-se brevemente os estudos sobre funcionalismo e profissionalização no âmbito do Legislativo, assim como as teorias e os achados sobre as causas desse processo, destacando-se, ao fim, as implicações que norteiam as análises seguintes. Na seção 3, expõem-se os dados e métodos, chamando-se atenção para um problema crônico de subnotificação dos registros sobre o funcionalismo legislativo. Na seção 4, apresentam-se os resultados da análise e, à sua luz, justifica-se a caracterização do crescimento do funcionalismo como reflexo de um processo de profissionalização legislativa. Por fim, na seção 5, conclui-se com um breve resumo e uma discussão a respeito dos principais achados.

2 ASSESSORIA E PROFISSIONALIZAÇÃO LEGISLATIVA

Pode-se dividir o funcionalismo legislativo em dois grandes grupos: apoio administrativo e assessoria. O primeiro executa tarefas relativas à gestão da instituição, enquanto o segundo exerce funções diretamente ligadas ao mandato parlamentar, como coleta de informação para subsidiar decisões e comunicação com eleitores e apoiadores. Como se demonstra a seguir, o desenvolvimento do Legislativo moderno está diretamente ligado à expansão da assessoria.

O tema da assessoria legislativa estabeleceu-se como agenda de pesquisa empírica a partir da década de 1970, nos Estados Unidos, motivado pelo forte crescimento do número de assessores (*staff*) do seu Congresso Nacional e assembleias estaduais, nas décadas de 1960 a 1980, por sua vez um elemento-chave da profissionalização desses órgãos (Fox e Hammond, 1975; Hammond, 1996; Rosenthal, 1996). No contexto europeu, o tema ainda é pouco investigado, com os estudos se limitando a descrever e discutir a função da assessoria em Legislativos específicos e, mais recentemente, no Parlamento Europeu (Griglio e Lupo, 2021, p. 2). No Brasil, e na América Latina em geral, inexistente uma agenda de pesquisas sobre o assunto e os estudos são ainda mais escassos (Carlomagno, 2019). Em razão dessas limitações, e considerando as semelhanças com o sistema político estadunidense (separação de poderes, federalismo etc.), a discussão a seguir foca os estudos sobre a experiência dos Estados Unidos.

Nesse país, a ampliação da assessoria foi parte de uma estratégia de fortalecimento da capacidade dos Legislativos. O objetivo era fazer face aos desafios do pós-Segunda Guerra Mundial, especialmente a expansão de políticas de bem-estar social e, por conseguinte, do tamanho do governo. No nível estadual, o plano também

incluiu aumento da remuneração dos parlamentares e da frequência com que se reuniam em sessão (Rosenthal, 1996; Squire, 2012). As premissas eram simples: i) remuneração mais elevada atrai candidatos mais qualificados, viabiliza a dedicação exclusiva ao cargo e incentiva a permanência, requisitos para tornar a representação parlamentar mais qualificada e experiente; ii) sessões mais frequentes permitem aumentar a quantidade e aprofundar o conteúdo das deliberações, aprimorando, assim, a produção legislativa; e iii) um quadro de pessoal amplo e qualificado aumenta as possibilidades de atuação parlamentar, tornando o mandato mais efetivo.

Os benefícios de investir em pessoal, para os processos e resultados legislativos, estão bem documentados na literatura. Uma assessoria ampla e qualificada é vital para que parlamentares consigam cumprir as obrigações do mandato em um ambiente de alta complexidade social e econômica (Salisbury e Shepsle, 1981). Assessores são peças-chave, por exemplo, no mapeamento, na avaliação e no acompanhamento de políticas, na formulação de proposições de lei e na identificação de demandas de eleitores (Hall, 1998; Hertel-Fernandez, Mildemberger e Stokes, 2019; Montgomery e Nyhan, 2017).

No que diz respeito a resultados, estudos mostram que o tamanho da assessoria legislativa está associado à produção de políticas mais congruentes com as preferências dos eleitores (Fortunato e Turner, 2018), inclusive em áreas mais complexas (Ka e Teske, 2002), e à fiscalização mais efetiva tanto de agências governamentais como da implementação de políticas (Boehmke e Shipan, 2015; Fortunato e Parinandi, 2021; Williamson, Morris e Fisk, 2021). Rosenthal (1996), para quem a ampliação da assessoria foi o maior propulsor da capacidade dos Legislativos estaduais norte-americanos, aponta as seguintes razões:

lideranças obtiveram maior apoio. Comissões permanentes receberam a assistência necessária para se aprofundarem nas suas áreas de política pública. Assessores da área fiscal ajudaram as comissões de orçamento e de finanças a exercerem papel mais amplo no processo orçamentário. Funcionários dos partidos parlamentares reforçaram essas organizações nas esferas legislativa e eleitoral. Assessores da área de auditoria capacitaram o parlamento a investigar a eficiência de órgãos do Executivo e avaliar a efetividade de programas governamentais. Por fim, parlamentares individuais beneficiaram-se sobretudo da assessoria como um todo, mas, nos maiores estados, dos seus próprios auxiliares legislativos e locais (Rosenthal, 1996, p. 172, tradução nossa).

A parte final dessa citação aponta para um aspecto potencialmente importante, mas que costuma receber pouca atenção, qual seja, a forma de organização da assessoria, se mais ou menos centralizada. O controle desse recurso pode ser concentrado na liderança do Legislativo, dividido entre as comissões permanentes ou, no limite, disperso entre os parlamentares individuais. Há razões para suspeitar que a organização da assessoria está associada à natureza da produção legislativa (Grossback e Peterson, 2004). A centralização facilita a produção de políticas

universalistas, em razão de o custo mais elevado destas, em termos de insumos informacionais e necessidade de coordenação, ser dividido entre número maior de parlamentares. Por sua vez, a dispersão da assessoria entre os parlamentares viabiliza o atendimento das demandas particularistas de grupos específicos de eleitores ou apoiadores.

Em suma, a evidência acumulada a partir da experiência dos Estados Unidos permite concluir que a assessoria é um aspecto-chave da profissionalização do Legislativo e um recurso importante da sua capacidade institucional, contribuindo para que esse poder se torne mais responsivo e produtivo. Contudo, é provável que a natureza dos resultados legislativos – ou seja, o que a instituição faz com sua capacidade – tenha relação com a forma como se organiza a assessoria, se mais ou menos centralizada, isto é, se prioriza, respectivamente, os interesses coletivos ou individuais dos parlamentares.

2.1 Condicionantes da profissionalização

As principais explicações da profissionalização do Legislativo (da qual o tamanho da assessoria é componente-chave) destacam os efeitos de fatores ambientais e características do próprio processo. Segundo Mooney (1995) e King (2000), profissionalização pode ser entendida como resultado de uma política pública adotada pelos parlamentares em resposta a mudanças na estrutura socioeconômica ou institucional. Com relação à primeira, destaca-se a complexificação decorrente, por exemplo, de processos de urbanização e industrialização, que intensificam a demanda por políticas públicas e, logo, por produção legislativa.

No que diz respeito a mudanças institucionais, enfatizam-se aspectos associados aos incentivos de carreira dos parlamentares e à divisão de poderes entre Legislativo e Executivo. Quanto maior a importância do mandato parlamentar na carreira política, maior o interesse em investir na profissionalização do Legislativo. E quanto maior a influência relativa do Executivo na produção de políticas públicas, maior o interesse dos parlamentares em investir na capacidade da própria instituição, para reduzir aquela assimetria.

Os autores também propõem que o investimento em profissionalização e capacidade legislativa é limitado por restrições orçamentárias e financeiras do setor público que, por sua vez, dependem, em última instância, do nível de renda da sociedade.

Grossback e Peterson (2004) oferecem uma releitura dessas proposições por um prisma mais institucionalista, com foco nos incentivos dos parlamentares em reduzir incerteza e custos de transação. Por essa ótica, a profissionalização do Legislativo é uma mudança institucional que visa aumentar a capacidade própria de produção e aquisição de informação sobre os resultados esperados de políticas públicas. O interesse em ampliar essa capacidade tem duas origens principais.

A primeira é um crescimento da demanda externa por decisões legislativas a respeito de questões complexas, ou seja, sobre as quais é elevada a incerteza parlamentar. A segunda origem é um aumento do custo de obter informação de fontes externas, sobretudo do Executivo, em função, por exemplo, de divergências de interesses ou disputas por protagonismo legislativo.

Com relação ao processo de profissionalização, Mooney (1995) e King (2000) destacam duas características: difusão e inércia. A primeira consiste em o nível de profissionalismo de um Legislativo ser condicionado pelo de outros. Dois mecanismos de difusão são potencialmente relevantes: aprendizado e imitação (Simmons, Dobbin e Garrett, 2008). No primeiro, atores extraem lições da experiência de outros atores e as utilizam para atualizarem suas crenças a respeito da eficácia de cursos de ação alternativos. No segundo, eles apenas reproduzem as ações, mesmo sem evidência sobre sua eficácia. Em qualquer caso, pode-se conceber profissionalização legislativa como uma inovação cuja adoção por instituições é condicionada pelo emprego prévio em outras.

Inércia, por sua vez, consiste em o nível inicial de profissionalismo do Legislativo condicionar seus níveis subsequentes. Nesse contexto, inércia provavelmente é uma manifestação de dependência de trajetória (*path-dependency*), que ocorre quando um ou mais eventos geram uma solução que, uma vez predominante, reduz as alternativas de trajetórias futuras. Assim, pode-se entender a suposta dinâmica inercial da profissionalização legislativa como uma sequência de investimentos em capital humano e habilidades que “gradualmente alteram o conjunto de instituições tecnologicamente viáveis e, assim, afetam o desenvolvimento institucional futuro” (Kingston e Caballero, 2009, p. 173).

Em linha com a proposição geral de que profissionalização legislativa é uma resposta dos parlamentares a mudanças ambientais, Malhotra (2006) acrescenta o crescimento acelerado do tamanho do governo como uma das causas daquele processo. Partindo da premissa de que uma das principais atividades parlamentares é a busca de soluções para problemas de eleitores e apoiadores junto à burocracia do Executivo, o autor argumenta que, à medida que o volume de serviços e políticas governamentais cresce, aumenta a demanda por aquela atividade e, por conseguinte, o incentivo dos parlamentares em expandir a capacidade de exercê-la, ampliando a assessoria legislativa. Note, contudo, que a premissa comportamental do autor não é necessária para a validade da relação; legisladores que priorizam interesses difusos também têm incentivo para ampliar a capacidade em resposta ao crescimento do tamanho do governo, pois assim conseguem ser mais efetivos, por exemplo, na elaboração e fiscalização do orçamento (Pettersson-Lidbom, 2012).

Em qualquer caso, a proposição inverte a direção da causalidade. É mais comum a suposição de que a ampliação do tamanho ou da capacidade do Legislativo é causa, não efeito, do aumento dos gastos públicos, sendo a razão principal as

motivações particularistas dos parlamentares (Gilligan e Matsusaka, 2001; Owings e Borck, 2000). Todavia, utilizando métodos mais adequados para identificar a direção da causalidade, Malhotra (2008) encontra evidência de que aumentos do gasto público acarretaram aumentos do profissionalismo legislativo, não o contrário.

O principal suporte empírico a essas proposições provém da experiência dos estados norte-americanos, em períodos variados, desde a década de 1970 até a de 1990, porém curtos, o que prejudica a robustez dos resultados. Não obstante, existem achados consistentes de que profissionalismo legislativo é crescente: i) na complexidade social, medida como o tamanho ou diversidade da população; ii) no tamanho do governo, medido como o volume do gasto público *per capita*; iii) no nível inicial de profissionalismo (inércia); e iv) no nível médio de profissionalismo dos demais Legislativos da mesma região (difusão). Além disso, há alguma evidência de que profissionalismo aumenta com o poder do Executivo e com a oportunidade dos parlamentares de avançarem na carreira.

Curiosamente, há apenas evidência fraca de relação entre profissionalismo e renda *per capita*, embora esta variável seja positivamente correlacionada com diversidade social⁴ e uma *proxy* reconhecida de capacidade estatal (Bäck e Hadenius, 2008, p. 11; Hendrix, 2010, p. 277).

2.2 O caso brasileiro

A escassa evidência disponível sobre os Legislativos brasileiros indica que, em meados da década de 1980, quando teve início o atual regime democrático, a existência de uma estrutura formal de assessoramento era um evento raro em nível subnacional, mesmo entre os maiores Legislativos do país. Sobre os que dispunham de tal estrutura, esta era provavelmente muito restrita, de uso coletivo e centralizada na liderança da casa, considerando o modelo da Câmara dos Deputados e do Senado Federal.

Até meados dos anos 1960, com a exceção do Senado, assessoramento formal não era uma realidade efetiva nem motivo de preocupação dos parlamentares, que aparentemente se consideravam autossuficientes (Brasileiro, 1968; Lucci, 1972). Durante o regime militar (1964-1985), mais precisamente na década de 1970, o funcionalismo e a estrutura de assessoramento das duas casas do Congresso Nacional expandiram-se substancialmente, mediante contratação de servidores por concurso público, incluindo especialistas altamente qualificados (Baaklini, 1993). Essa mudança fez parte de uma série de reformas promovidas pelo regime, visando construir uma burocracia de Estado técnica e apolítica, cujo papel, no

4. Com base em dados dos estados norte-americanos, relativos ao ano de 1980, verificou-se que a renda familiar mediana e o índice de diversidade social de Sullivan (1973) têm correlação positiva de 0,50, significativa ao nível de 1%. As respectivas fontes dos dados são USCB (1982, p. 437) e Morgan e Wilson (1990, p. 74).

âmbito do Legislativo, seria tornar mais eficiente o processo de aprovação das políticas governamentais (Baaklini, 1993, p. 118). Com o mesmo intuito, tanto no Senado como na Câmara dos Deputados, centralizou-se o controle da assessoria na Mesa Diretora.

O retorno à democracia, além de restabelecer as prerrogativas formais e a autonomia dos Legislativos, trouxe consigo uma nova e intensa demanda por atividade parlamentar, tanto na produção como na fiscalização de políticas, por pelo menos dois motivos. Primeiro, porque a estrutura socioeconômica havia passado por grande transformação, tornando-se mais plural e complexa: entre 1960 e 1990, a população do país duplicou e se tornou muito mais urbana, rica (em média) e desigual. Segundo, porque a Constituição Federal de 1988 (CF/1988) ampliou consideravelmente o papel do Estado na promoção do desenvolvimento social, inclusive nos estados e municípios.

Tendo em mente o perfil altamente heterogêneo e competitivo da representação política no Brasil, a demanda mais intensa e plural por atividade parlamentar requeria uma estrutura de assessoramento mais ampla, descentralizada e flexível, capaz de servir aos legisladores individualmente. Como ponderou um destacado assessor do Senado:

existe uma tensão entre o órgão de assessoramento centralizado e o que podemos chamar de necessidades latentes de assessoramento pessoal e político. (...) Muitas vezes os assessores conhecem as soluções técnicas para as questões, mas não têm a visão política daquilo que o parlamentar considera como a decisão que deve ser formulada, organizada, e para a qual eles devem conceder as informações necessárias (Rego, 1995, p. 17).

Se, em vez da demanda por atividade parlamentar, considerar-se a persistência de práticas tradicionais de patronagem, a suposição de que os legisladores tinham interesse em ampliar e descentralizar a assessoria justifica-se pelo fato de que, no novo contexto, era muito menor a quantidade de cargos do Executivo disponíveis para uso político – o que, por sua vez, era uma decorrência das reformas administrativas dos governos militares e da universalização do concurso público pela CF/1988 (Abrucio e Loureiro, 2018).

Em suma, considerando o contexto de meados da década de 1980, de recuperação das atribuições e autonomia do Legislativo, qualquer que fosse a motivação dos parlamentares, se atender a uma demanda mais intensa e plural por políticas públicas ou extrair benefícios de patronagem, é razoável supor que eles tinham forte interesse em ampliar o funcionalismo legislativo, estendendo-o aos seus gabinetes. De fato, como mostram Lopez e Guedes (2020, p. 19), a quantidade de servidores do Legislativo cresceu continuamente entre 1986 e 2017, nos três

níveis de governo, acumulando, no agregado, variação de 436%, bem maior que a observada nos Executivos do país (115%).

Menos claro, contudo, é se o crescimento do funcionalismo reflete investimentos em profissionalização legislativa, particularmente em assessoria, ou intensificação de patronagem. O conhecimento acumulado sobre o pós-1988 não é suficiente para decidir entre as duas hipóteses, pois, em geral, os estudos legislativos ignoram a dimensão do assessoramento, concentrando-se nas prerrogativas formais da instituição e na organização do processo decisório (Carlomagno, 2019; Limongi, 2010). A pouca evidência disponível contém elementos consistentes com ambas as hipóteses.

No que diz respeito à profissionalização, há evidência de investimento crescente em assessoria institucional, no Congresso e nas assembleias estaduais. A Câmara dos Deputados expandiu substancialmente sua consultoria legislativa, aumentando a quantidade de especialistas concursados e ampliando suas áreas de atuação (Horta, 2011; Souza, 2011). A demanda por serviços desse órgão é consistente com a premissa de que parlamentares o utilizam para obter informação técnica sobre políticas públicas (Santos e Canello, 2016). Até o final da década de 2000, as assembleias de catorze estados mais a câmara do Distrito Federal tinham instituído consultorias próprias (Rodrigues, 2011, p. 98). Não há informação sobre a incidência dessa estrutura nos Legislativos municipais, mas ela parece ser relativamente menor inclusive no conjunto das cidades com mais de 500 mil habitantes (Fantucci, 2013).

Embora menos técnica e mais política que as assessorias institucionais, a assessoria individual dos parlamentares também apresenta traços de profissionalismo, pelo menos no âmbito do Congresso Nacional (Praça, 2014). Carlomagno (2015) analisa o perfil dos assessores de comunicação em mídias sociais de uma amostra dos deputados federais e constata que, em cerca de metade dos casos, a comunicação com eleitores foi delegada a pessoas com experiência prévia no gerenciamento daquelas mídias.

De forma mais ampla, Silva (2014) analisou as câmaras de vereadores com base nos dados do Censo do Legislativo, relativos ao ano 2005, e concluiu que, com raras exceções, elas não eram profissionalizadas. Utilizando um índice que considera o tamanho do funcionalismo, a remuneração parlamentar e a frequência de sessões, o autor constatou que o grau médio de profissionalismo no conjunto das câmaras municipais era de apenas 0,14, na escala unitária (Silva, 2014, p. 107). Por seu turno, de maneira consistente com achados sobre condicionantes e consequências da profissionalização, o autor encontrou correlação positiva entre, de um lado, o profissionalismo e, de outro, o tamanho da população do município e a quantidade de leis que os vereadores propõem.

Um indício de que o crescimento do funcionalismo legislativo pode não refletir investimento em assessoria, e sim intensificação de patronagem, é o fato de a qualificação educacional daquele conjunto de servidores, medida em termos da porcentagem com ensino superior completo, ter aumentado apenas de 30% para 36%, entre 1986 e 2017, o que parece ser pouco quando comparado à mudança observada nos Executivos do país, de 18% para 46% (Lopez e Guedes, 2020, p. 27).

Práticas de patronagem ainda são frequentes no Brasil, sobretudo nos níveis subnacionais (Colonnelli, Prem e Teso, 2020; Lopez, 2004; Ottmann, 2006; Tabatcheik, 2015), e suas consequências são sempre motivo de preocupação. O efeito mais geral e notável da patronagem é o aumento excessivo do gasto público. De fato, tal como o funcionalismo legislativo, o gasto cresceu quase continuamente no atual período democrático (Pires e Borges, 2019), o que pode ser apontado como indício de prevalência de um sistema de patronagem, embora a conexão que tem sido proposta entre aquela tendência e a política legislativa seja o número crescente de partidos parlamentares (Batista e Simpson, 2010; Maciel e Arvate, 2010).

Dadas as limitações da evidência disponível, no restante deste capítulo analisa-se o crescimento do funcionalismo legislativo, com o objetivo de avaliar em que medida ele apresenta padrões consistentes com processo de profissionalização ou, ao contrário, de intensificação de patronagem. A seguir, formulam-se hipóteses descritivas sobre o fenômeno nesses dois cenários alternativos.

2.3 Hipóteses

Com base na concepção weberiana de burocracia, que se contrapõe a sistemas de patronagem política, pode-se destacar duas características de um funcionalismo profissionalizado: qualificação educacional elevada e salários competitivos, isto é, equivalentes aos de atividades análogas na iniciativa privada (Evans e Rauch 1999, p. 751; Rauch e Evans, 2000, p. 52). É comum, no caso brasileiro, também considerar a prevalência de servidores estáveis (isto é, contratados pelo regime estatutário) como um indicador de profissionalização. Todavia, além de ser conceitualmente questionável (Abrucio e Loureiro, 2018, p. 27), esse critério parece ser característico de um modelo específico de burocracia, mais fechado (Dahlström, Lapuente e Teorell, 2011, p. 16-18), e que, por isso, não é adequado para avaliar a assessoria legislativa, haja vista a natureza individualizada e temporária do mandato parlamentar. Assim, considerando o perfil esperado da assessoria, pode-se formular as hipóteses a seguir.

- 1) H1a (profissionalização): o crescimento do funcionalismo legislativo foi acompanhado de aumento da qualificação educacional e do salário real.
- 2) H1b (patronagem): o crescimento do funcionalismo legislativo não foi acompanhado de aumento da qualificação educacional nem do salário real.

Com relação aos condicionantes da profissionalização legislativa e da patronagem, a renda *per capita* se destaca por ser comum a ambos, mas com efeitos esperados opostos. Tal como mencionado ao fim da subseção 2.1, pode-se considerar o nível de renda *proxy* da complexidade social e da capacidade do estado, fatores cujo efeito esperado sobre profissionalização é positivo (King, 2000; Mooney, 1995). Por sua vez, o efeito esperado do nível de renda sobre patronagem é negativo porque, considerando essa prática um mecanismo de distribuição de benefícios na forma de empregos públicos, seu retorno político-eleitoral tende a ser mais elevado em localidades mais pobres (Brassiolo, Estrada e Fajardo, 2020; Calvo e Murillo, 2004; Remmer, 2007). Logo, com base nos efeitos esperados da renda *per capita*, depreendem-se os pontos a seguir.

- 1) H2a (profissionalização): o tamanho do funcionalismo legislativo aumentou com a renda *per capita*.
- 2) H2b (patronagem): o tamanho do funcionalismo legislativo diminuiu com a renda *per capita*.

Outra maneira de distinguir entre profissionalização e patronagem é com base na relação esperada com o volume do gasto público. Como se discutiu na subseção 2.1, em Legislativos profissionalizados ou em profissionalização, espera-se que o funcionalismo cresça em resposta a aumentos do gasto e do tamanho do governo (Malhotra, 2006). Em contrapartida, em sistemas de patronagem clientelistas a causalidade é na direção oposta: crescimentos do funcionalismo são causa, em vez de efeito, de aumentos do gasto. A lógica, nesse caso, é que a ampliação do funcionalismo e, de forma geral, da capacidade legislativa, converte-se em maior produção de políticas particularistas que, por sua vez, pressionam o gasto público (Gilligan e Matsusaka, 2001). Assim, com base na relação (positiva) esperada com o gasto, e considerando que este também cresceu no Brasil pós-1985, derivam-se as hipóteses a seguir.

- 1) H3a (profissionalização): o crescimento do funcionalismo legislativo sucedeu ao aumento do gasto público.
- 2) H3b (patronagem): o crescimento do funcionalismo legislativo antecedeu o aumento do gasto público.

A seguir, apresentam-se os dados e métodos empregados na produção de evidência sobre a evolução do funcionalismo legislativo, de maneira a avaliar qual das hipóteses descritivas – profissionalização ou patronagem – melhor se ajusta à experiência dos Legislativos brasileiros no pós-1985.

3 DADOS E MÉTODOS

A população objeto desta análise são os 5.597 Legislativos do país,⁵ no período 1985-2019. Alguns Legislativos estaduais são posteriores a 1985, mesmo caso de muitos municipais, para os quais não há uma compilação das informações sobre o ano de instalação. Nestes casos, identificar o ano da primeira eleição não é possível porque os dados eleitorais municipais são incompletos. Alternativamente, identificou-se o primeiro ano para o qual há dados sobre a população (1980 e desde 1991) ou as finanças públicas (desde 1985) do município; e, a partir dele, considerou-se como data de instalação da câmara o ano seguinte às primeiras eleições municipais gerais ou o primeiro para o qual há dados declarados sobre o funcionalismo legislativo – sendo escolhido o mais antigo entre os dois. Por esse critério, a série anual inicia-se em 1985 para 74% dos Legislativos do país, e, em 1990, para 95%. Ao todo, o painel legislativo-ano consiste em 187.112 casos.

Os dados sobre funcionalismo legislativo são do Atlas do Estado Brasileiro, que reúne informações sobre cada vínculo direto de trabalho formal no setor público, desde 1985. A principal fonte primária é a Relação Anual de Informações Sociais (Rais), um registro administrativo censitário do mercado de trabalho formal, mantido pelo Ministério do Trabalho e alimentado obrigatoriamente pelos próprios empregadores. Extraíram-se do Atlas do Estado Brasileiro todos os vínculos declarados pelos Legislativos dos três níveis de governo, até 2019, excluindo seus órgãos auxiliares, os tribunais de conta, em razão de desfrutarem de autonomia institucional e administrativa.

A quantidade de vínculos declarados em cada ano é a soma de todos os empregados admitidos de janeiro a dezembro, independentemente da data de desligamento, mais os herdados do ano anterior. Todavia, essa não é uma boa medida do tamanho anual do funcionalismo, pois parte significativa dos vínculos consiste em assessores parlamentares temporários, cuja rotatividade tende a ser elevada, fazendo com que o total anual seja inflado por múltiplas contratações para o mesmo cargo. Além disso, a discrepância pode variar ao longo do tempo ou entre Legislativos, por exemplo, em função da taxa de reeleição parlamentar.

Por isso, computou-se a média das quantidades mensais de vínculos empregados e com remuneração positiva, com base nas seguintes variáveis da Rais: mês de admissão, mês de desligamento e remuneração recebida no mês. Considerou-se não empregado no mês m todo vínculo: admitido após m , desligado antes de m , ou com remuneração nula em m . Quando essas informações não estavam disponíveis, computou-se o número de vínculos empregados em dezembro – com base ou na

5. As duas casas do Congresso Nacional, as 26 assembleias estaduais, a câmara do Distrito Federal e as 5.568 câmaras municipais.

informação de que recebeu remuneração nesse mês ou, na falta deste dado, no indicador de que estava empregado em dezembro.⁶

Análises estatísticas (não reportadas) revelaram que, independentemente do nível de governo, a média mensal de vínculos empregados é substancialmente menor que o total de vínculos declarados no ano, com a diferença se ampliando ao longo do tempo. Por exemplo, a média diminuiu de 90% para 75% do total, entre 1990 e 2019. A análise da média mensal em relação à quantidade em dezembro revelou que, somente após 2008, a diferença entre elas passou a ser maior que 5 pontos percentuais (p.p.), alcançando, no máximo, 11 p.p. positivos, em 2019. Logo, pode-se concluir que a média mensal é uma medida mais adequada que a quantidade anual de vínculos declarados e que o uso eventual da quantidade de vínculos em dezembro, sobretudo nos anos iniciais da série, não gera qualquer viés relevante.

Além do tamanho do funcionalismo, incluem-se três variáveis relativas ao seu perfil e três correlatos apontados pela literatura. O primeiro conjunto, computado com base em informações do Atlas do Estado Brasileiro, é composto pelas porcentagens de vínculos em regime estatutário (estatutários) e de vínculos com nível superior completo (graduados), e pelo valor médio da remuneração mensal, a preços de 2019. As duas últimas variáveis referem-se ao primeiro conjunto de hipóteses (H1a e H1b). Embora não se tenha formulado hipótese sobre a porcentagem de estatutários, esta variável é relevante porque pode ser considerada *proxy* do grau de centralização da assessoria legislativa.

O conjunto dos correlatos é composto por população (número de habitantes), renda *per capita* (com base no produto interno bruto – PIB, a preços de 2019) e gasto público *per capita* (excluindo-se juros e encargos da dívida, também a preços de 2019).⁷ Renda e gasto referem-se ao segundo e terceiro conjunto de hipóteses, respectivamente. População é uma variável explicativa recorrente nos modelos de profissionalização legislativa, mas tem apenas função de controle em modelos de patronagem (Brassiolo, Estrada e Fajardo, 2020; Calvo e Murillo, 2004).

Por falta de dados sistematizados, omitem-se medidas do poder do Executivo e dos incentivos para investir na carreira parlamentar, fatores com efeito esperado positivo sobre profissionalização legislativa. Essas omissões implicam risco de viés

6. As variáveis cobrem períodos distintos. A remuneração recebida em cada mês está disponível desde 2002, enquanto os meses de admissão e desligamento, e o valor da remuneração em dezembro, a partir de 1990. O indicador de emprego em dezembro, utilizado sobretudo para o período 1985-1989, foi criado pela equipe do Atlas do Estado Brasileiro. Exceto pela última, as demais variáveis apresentam omissões mesmo durante o período da sua cobertura.

7. População e PIB são do Ipeadata (disponível em: <www.ipeadata.gov.br>), sendo a fonte primária o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No nível municipal, população está disponível somente desde 1991, enquanto o PIB, desde 2002. Os gastos municipal e estadual são do Ipeadata, enquanto o federal, do Observatório de Política Fiscal, do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas – IBRE/FGV (disponível em: <<https://bit.ly/31jFmFZ>>), sendo a principal fonte primária a Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda (STN/MF).

de atenuação na estimativa da relação (positiva) do tamanho do funcionalismo com o gasto, considerando que tanto um Executivo poderoso como parlamentares com interesses de carreira de longo prazo supostamente favorecem o controle do gasto público.⁸

Outra questão metodológica é a qualidade dos dados. Autodeclaração é um procedimento reconhecidamente mais propenso a omissões e erros de registro, sobretudo subnotificação. Essa característica implica pelo menos dois riscos para a análise. O primeiro é a possibilidade de o crescimento longitudinal do funcionalismo refletir, em boa parte, diminuição da frequência de subnotificações, por exemplo, em razão do uso crescente de meios eletrônicos no preenchimento e entrega da Rais. O outro risco potencial é exagerar diferenças de tamanho do funcionalismo entre Legislativos, haja vista que o preenchimento e a entrega da declaração provavelmente dependem dos recursos humanos disponíveis, além dos materiais, fazendo com que Legislativos com quantidade relativamente menor de funcionários apresentem maior taxa de subnotificação. De fato, uma análise detalhada da qualidade dos dados⁹ revelou que, exceto nos Legislativos federais, a ocorrência de subnotificação é significativa e decrescente tanto no tempo decorrido como na capacidade administrativa do Legislativo – esta última medida na forma da renda *per capita*.

Com base nos microdados, foi possível identificar e, em boa medida, corrigir erros de registro e omissões, porém apenas no conjunto composto pelos Legislativos federais, das UFs e das capitais municipais.¹⁰ Considerando as quatro variáveis de interesse (número de vínculos, porcentagens de estatutários e de graduados, e média da remuneração), reduziu-se a taxa de observações faltantes ou com erro de 18,1% para 12,4%. A taxa remanescente supera 50% somente em três Legislativos daquele conjunto: as assembleias do Rio Grande do Sul (54,5%), do Rio Grande do Norte (56%) e da Paraíba (99%) – no último caso porque faltam declarações em 34 dos 35 anos.

Assim, haja vista as limitações dos dados, analisa-se a evolução do funcionalismo com base em 54 Legislativos: as duas casas do Congresso Nacional, 25 assembleias estaduais (excluindo a da Paraíba), a Câmara Legislativa do Distrito Federal e as 26 câmaras de vereadores das capitais. Essa amostra restrita, composta dos Legislativos politicamente mais relevantes do país, não é representativa e apresenta menos heterogeneidade, o que limita as possibilidades de generalização e a capacidade de testar simultaneamente múltiplos correlatos. Porém, seus dados

8. Pelo menos no que diz respeito aos poderes formais do Executivo, não há razão para crer que tenham variado longitudinalmente, no pós-1988.

9. Ver apêndice A.

10. Por limitações práticas compreensíveis, não se avaliou a incidência de erros nos dados relativos às milhares de câmaras de vereadores do interior. É muito provável que ela seja elevada, considerando a menor capacidade administrativa desses Legislativos (em média).

são mais confiáveis, considerando que os erros perceptíveis foram identificados e, em boa medida, corrigidos. Opta-se, portanto, por uma amostra que minimiza o risco de viés, ao preço de reduzir o alcance e a eficiência da análise.

A estratégia de análise empírica consiste em dois passos: descrever a evolução anual do tamanho e perfil do funcionalismo, e, em seguida, testar a relação do primeiro aspecto com tamanho da população, nível de renda e volume do gasto público. Para a descrição, descartam-se, além das observações faltantes, as com erro de registro confirmado, mas que não pôde ser corrigido. Para testar os correlatos do tamanho do funcionalismo, e de maneira a fazer uso de todo o potencial da estrutura de painel dos dados, substitui-se aquele conjunto de observações por imputações (Cole, Chu e Greenland, 2006).

Uma importante questão preliminar ao exercício de imputação é se o mecanismo de geração dos dados a serem substituídos é aleatório e, portanto, pode ser ignorado (Rubin, 1976). Sabe-se que o mecanismo não é totalmente aleatório porque a taxa de subnotificação é correlacionada com a variável dependente, haja vista que a primeira e a segunda têm relação, respectivamente, negativa e positiva com tempo e capacidade administrativa. Todavia, como a análise se utiliza desses fatores para controle, o mecanismo de geração pode ser considerado condicionalmente aleatório e, assim, ignorável. Importa notar, contudo, que não existe um teste para o pressuposto de aleatoriedade condicional.

Considerando que os dados são de corte transversal e série temporal (*time series cross-section* – TSCS), e supondo ignorável o mecanismo de geração dos dados a substituir, adotou-se o método de imputação múltipla proposto em Honaker e King (2010), implementando-o por meio do *software* correspondente, Amelia II (Honaker, King e Blackwell, 2011). Bem estabelecido entre cientistas políticos, esse método gera imputações considerando todas as variáveis do banco de dados e a estrutura de painel. Ele parte da suposição de que os dados têm distribuição conjunta normal multivariada, para então estimar os parâmetros da distribuição e, por fim, extrair dela igual quantidade (definida pelo pesquisador) de imputações para cada observação que se deseja substituir.

Incluíram-se no banco de dados da imputação, além das variáveis de interesse (número de vínculos, fração de estatutários, fração de graduados e valor da remuneração), os correlatos (população, gasto e renda), os controles para o número de cadeiras legislativas e para a vigência da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), e, por fim, algumas variáveis auxiliares.¹¹ Como as variáveis não têm distribuição normal, elas foram transformadas segundo as recomendações de Honaker e King

11. A LRF limitou as despesas com pessoal dos três poderes, em todos os níveis de governo, o que provavelmente afetou a evolução do gasto e do tamanho do funcionalismo. As variáveis auxiliares são o PIB da administração pública (valor adicionado) em relação ao total e indicadores do primeiro e último ano da legislatura, e das grandes regiões do país.

(2010). Também se incluiu o valor defasado das variáveis a imputar e considerou-se a existência de uma tendência linear. A parcela de observações substituídas corresponde a 7% do total. Optou-se por gerar dez imputações.

Utiliza-se o número de vínculos por parlamentar (VIN) como medida do tamanho do funcionalismo legislativo, a variável dependente-chave. A divisão pelo número de cadeiras parlamentares elimina o natural efeito (positivo) do tamanho do Legislativo, que, nesta análise, não tem relevância teórica. Como a variável é contínua, assimétrica e assume valores estritamente positivos, utiliza-se um modelo linear generalizado com distribuição gama e função de ligação logaritmo (*log*), com a seguinte especificação:

$$g(\text{VIN}) \sim N[E(\text{VIN}), \sigma_u^2], \quad (1)$$

$$E(\text{VIN}_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln \text{POP}_{i,t} + \beta_2 \ln \text{RDA}_{i,t} + \beta_3 \ln \text{GTO}_{i,t} + \beta_4 \ln \text{MRV}_{i,t-1} + \beta_5 \ln \text{VIN}_{i,t-1} + \beta_6 \text{LRF}_t + u_{i,t}, \quad (2)$$

em que $g(\cdot)$ e $N[\cdot]$ são, respectivamente, a transformação gama e a distribuição normal.

O modelo considera *clusters* e inclui efeitos fixos de Legislativo (α_i). Os primeiros justificam-se pela provável dependência (correlação serial) entre as observações anuais de cada Legislativo. Efeitos fixos, por sua vez, controlam por diferenças não observadas entre Legislativos e fixas no tempo, minimizando o risco de viés, porém ao custo de perda de eficiência e condicionamento dos resultados à amostra. De fato, algumas estimativas revelaram-se sensíveis ao uso de efeitos aleatórios, em vez de fixos, o que depõe a favor dessa abordagem.¹² O condicionamento à amostra impossibilita inferências na dimensão transversal, mas isso não chega a ser um problema porque o interesse maior é na dimensão longitudinal (a evolução do funcionalismo), que é suficientemente longa.

As variáveis independentes são população por parlamentar (POP), renda *per capita* (RDA), gasto *per capita* (GTO) e as medidas de difusão e inércia, respectivamente, na forma do valor defasado da média da variável dependente nos demais Legislativos da região ($\text{MRV}_{i,t-1}$) e do valor defasado da variável dependente ($\text{VIN}_{i,t-1}$).¹³ Todas essas cinco variáveis tiveram seus valores transformados para logaritmo (identificado pelo prefixo *ln*), em razão de serem assimétricas. Por fim, o modelo inclui, a título de controle, um indicador de vigência da LRF, que não varia entre Legislativos.

No caso de evidência de relação positiva entre número de vínculos e gasto, realiza-se o teste de Granger, para verificar se aumentos de alguma dessas variáveis antecedem aumentos da outra. O teste consiste em estimar um modelo de regressão

12. Como não há a opção de efeitos aleatórios no modelo gama, estimaram-se modelos lineares do logaritmo do número de vínculos por parlamentar.

13. Como todas as séries temporais têm mais de vinte observações, pode-se ignorar o viés decorrente da inclusão simultânea de efeitos fixos e do valor defasado da variável dependente (Beck e Katz, 2011).

para cada variável, ambos incluindo seus valores defasados e os mesmos controles. De forma geral, se o teste revelar que o valor defasado de X ajuda a prever o valor de Y , mas o valor defasado de Y não contribui para prever X , então pode-se concluir que X é antecedente de Y , não o contrário. Também nesse caso, estimam-se regressões gama com *clusters* e efeitos fixos de Legislativo.

4 RESULTADOS

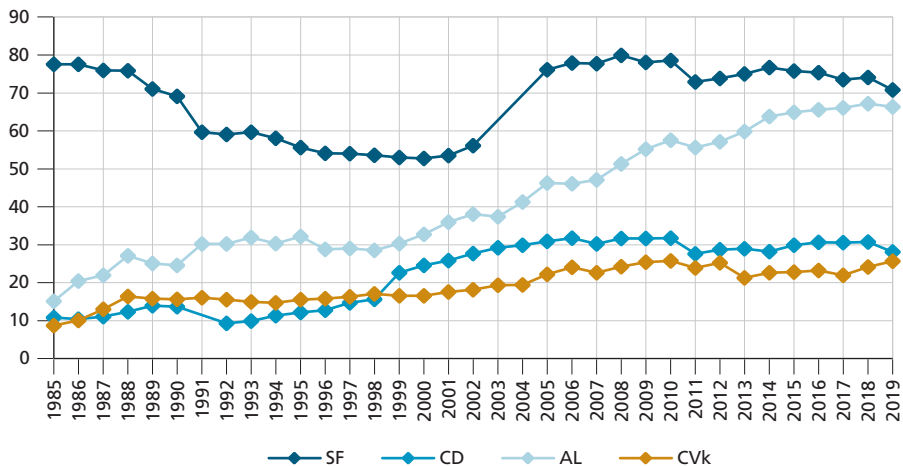
O gráfico 1 ilustra as séries anuais do número de vínculos por parlamentar (gráfico 1A), das porcentagens de estatutários (gráfico 1B) e de graduados (gráfico 1C), e do valor médio da remuneração mensal (gráfico 1D), separadamente para quatro conjuntos de Legislativos, quais sejam, o Senado Federal (SF), a Câmara dos Deputados (CD), as assembleias legislativas (AL), exceto a da Paraíba e incluindo a Câmara Legislativa do DF, e as câmaras de vereadores das capitais (CVk). Cada observação anual é a média das observações dos Legislativos de cada grupo, excluindo-se as faltantes ou com erro de registro confirmado, mas não corrigido.

O número de vínculos por parlamentar (gráfico 1A) cresceu de forma quase contínua em todos os conjuntos exceto o SF, e mais intensamente entre as AL. Em 1985, o ano inicial da série, a CD, as AL e as CVk tinham, respectivamente, cerca de onze, quinze e nove vínculos por parlamentar, em média. Em 2019, o ano final, as respectivas quantidades eram aproximadamente 28, 66 e 26, implicando taxas de crescimento de 161%, 338% e 195%. No SF, o número inicial de vínculos por parlamentar (78) era muito mais elevado que nos demais Legislativos, o que confirma relatos da literatura (Baaklini, 1993, p. 131). Aquela quantidade diminuiu gradativamente até o final dos anos 1990, mas, por volta de 2005, retornou rapidamente ao nível inicial (as contagens de 2003 e 2004 estão omitidas por haver subnotificação). Desde então, houve apenas uma leve redução, com o número chegando a 71, em 2019, o que equivale a uma leve redução (-9%) em relação a 1985.

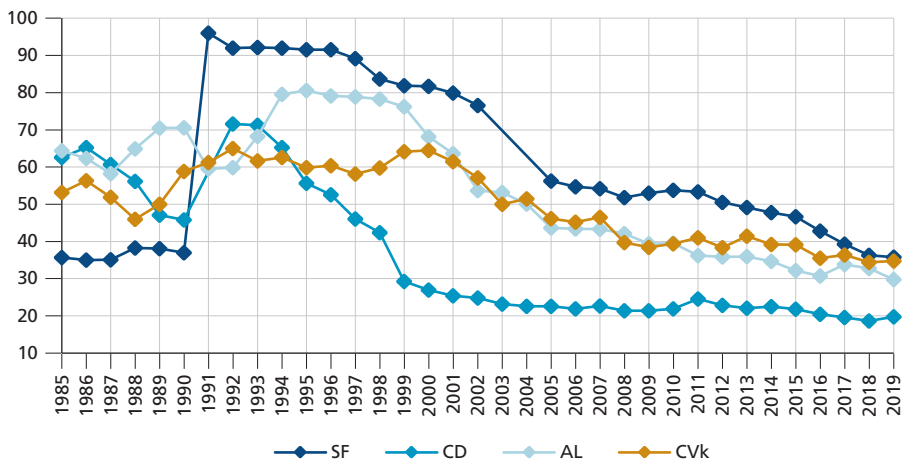
GRÁFICO 1

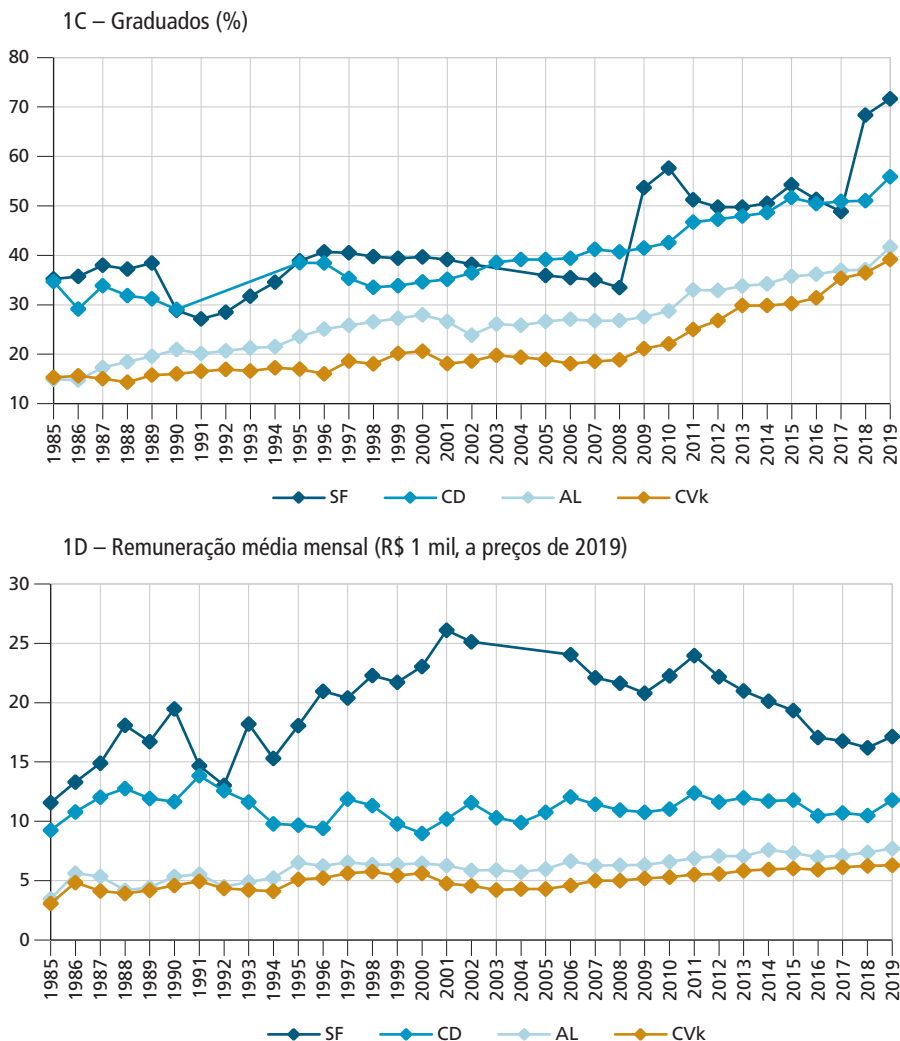
Tamanho e perfil do funcionalismo legislativo, por ano e conjuntos de Legislativos (1985-2019)

1A – Vínculos por parlamentar



1B – Estatutários (%)





Fonte: Atlas do Estado Brasileiro. Disponível em: <<http://atlasestado.ipea.gov.br>>.

Elaboração do autor.

Obs.: Exclui observações faltantes ou com erros de registro que não puderam ser corrigidos.

As séries da porcentagem de estatutários (gráfico 1B) apresentam movimentos semelhantes entre si, mas no sentido oposto ao do número de vínculos. Houve crescimento nos anos seguintes a 1988, em razão da efetivação de muitos servidores que se tornaram estáveis por determinação constitucional. O aumento foi mais pronunciado no SF e um pouco mais tardio nas AL. Nas décadas seguintes, contudo, as porcentagens diminuíram gradativamente em todos os conjuntos, chegando a níveis inferiores ao de 1985 – exceto no SF, onde a porcentagem retornou ao nível inicial (36%). Em 2019, as respectivas parcelas de estatutários da

CD, AL e CVk eram cerca de 20%, 30% e 35%, bem menores que as observadas em 1985, de 63%, 64% e 53%.

Também as séries da porcentagem de graduados (gráfico 1C) se comportam de maneira semelhante, crescendo quase continuamente em todos os conjuntos. Considerando os extremos da série, o aumento no SF foi de 35% para 72%; na CD, de 35% para 56%; nas AL, de 15% para 42%; e nas CVk, de 15% para 35%. Exceto pela CD, onde o crescimento relativo foi de 61%, nos demais Legislativos a porcentagem de graduados pelo menos duplicou.

Por fim, o valor real médio da remuneração mensal (gráfico 1D) também cresceu no período, em todos os conjuntos, porém com mais intensidade nos Legislativos subnacionais. A preços de 2019, no SF a remuneração passou de R\$ 11,5 mil para R\$ 17 mil (variação de 48%); na CD, de R\$ 9,5 mil para R\$ 12 mil (27,5%); nas AL, de R\$ 3,5 mil para R\$ 7,5 mil (124%); e nas CVk, de R\$ 3 mil para R\$ 6,5 mil (104%). Cumpre notar o padrão distinto da evolução no SF, onde houve forte crescimento durante os anos 1990, culminando no máximo de R\$ 26,1 mil, em 2001, após o que a remuneração diminuiu gradualmente.

Em suma, nos primeiros 35 anos da Nova República, cresceu substancialmente o funcionalismo da Câmara dos Deputados, dos Legislativos das UFs e das capitais municipais, mas não o do Senado Federal. Em todos esses conjuntos, houve forte crescimento relativo dos graduados e aumento real da remuneração. Isso ocorreu simultaneamente a um processo contínuo de redução da porcentagem de estatutários, do que se depreende que a qualificação educacional e a remuneração dos não estatutários também devem ter aumentado.¹⁴ Esses achados sobre a evolução do perfil do funcionalismo legislativo são consistentes com a hipótese de profissionalização (H1a) e inconsistentes com a de patronagem (H1b).

A princípio, pode-se interpretar a redução da porcentagem de estatutários como inconsistente com profissionalização, considerando que essa parcela do funcionalismo é mais estável (por definição) e mais voltada para atividades institucionais (por suposição). No entanto, Grossback e Peterson (2004) oferece duas considerações contrárias a essa interpretação.

A primeira é que mudanças de natureza socioeconômica devem afetar menos a assessoria institucional, em comparação à individual, na medida em que as preferências representadas no Legislativo sejam heterogêneas, como ocorre no caso brasileiro. A razão é que a assessoria institucional atende a interesses coletivos, que são apenas parte do conjunto de interesses representados. Quanto mais heterogê-

14. Segundo a mesma lógica, a remuneração dos graduados também deve ter aumentado, considerando o forte crescimento relativo desse grupo. Não se computaram os dados separadamente para estatutários e não estatutários, nem para graduados e não graduados, porque esse detalhamento aumentaria sobremaneira a quantidade de observações faltantes ou com erro de registro.

neos esses interesses, mais diversas as expectativas parlamentares acerca do impacto (eleitoral) de mudanças ambientais e, por conseguinte, maior a demanda por assessoria individual. De fato, os dados mostram que a diminuição da quantidade de estatutários foi relativa, mas não absoluta: comparando-se os períodos 1985-1988 e 2016-2019, constata-se que a média anual do número de estatutários por parlamentar cresceu nas AL (42%) e nas CVk (24%), manteve-se praticamente estável no SF, e somente diminuiu um pouco na CD (-13,5%).

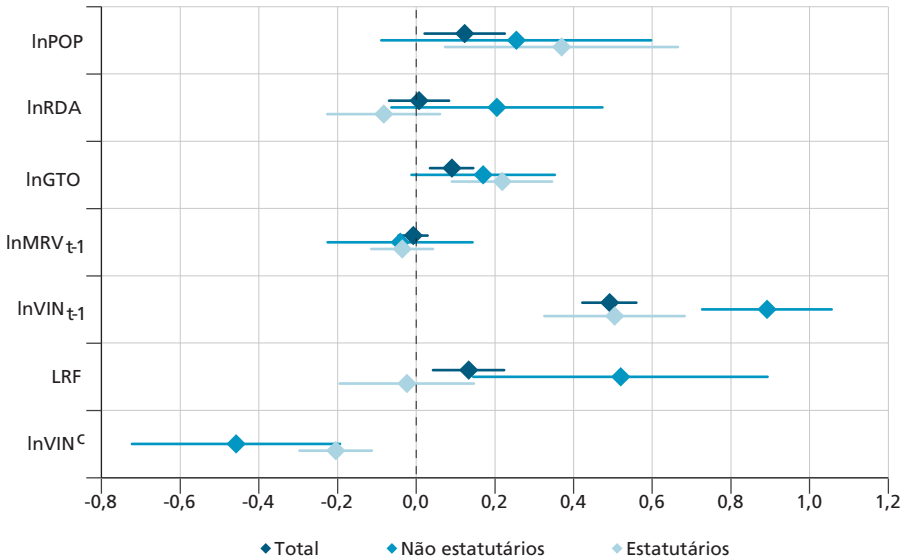
A outra consideração é que a definição sobre como se organiza a assessoria – se de forma mais centralizada, em funções institucionais, ou mais dispersa, nos gabinetes – envolve equilibrar as necessidades da instituição e as dos parlamentares. Assim, considerando os elementos contextuais e a inadequação da estrutura centralizada de assessoramento, herdada do período militar (conforme apontado na subseção 2.2), pode-se interpretar a queda da porcentagem de estatutários como mudança na direção de um novo equilíbrio organizacional, mais descentralizado. Cumpre notar que movimento semelhante ocorreu nos Legislativos estaduais norte-americanos, nos quais o crescimento da assessoria foi seguido de descentralização, isto é, da sua dispersão entre os gabinetes parlamentares (Grossback e Peterson, 2004, p. 26-27). Portanto, a redução da porcentagem de estatutários não constitui necessariamente evidência contrária à hipótese de profissionalização.

O gráfico 2 ilustra os resultados da análise econométrica dos condicionantes do número de vínculos por parlamentar. Também se apresentam os resultados separadamente por regime de contratação, isto é, para os números de vínculos não estatutários e estatutários, nesses casos incluindo como controle adicional o logaritmo do complemento da variável dependente ($\ln VIN^c$). Aquela separação justifica-se pelas diferentes taxas de crescimento dos dois grupos e pelo fato de os não estatutários estarem mais sujeitos a patronagem.¹⁵ Para fins de apresentação das estimativas, padronizaram-se os valores das variáveis independentes, exceto LRF.

15. O autor agradece a um parecerista anônimo por essa sugestão.

GRÁFICO 2

Estimativas de modelos gama do número de vínculos por parlamentar, total e separado por regime de contratação



Elaboração do autor.

Obs.: 1. Modelos lineares generalizados com distribuição gama e função de ligação *log*, com *clusters* e efeitos fixos (não reportados).

2. As barras de erro são o intervalo de confiança de 95%.

3. Variáveis independentes padronizadas (exceto LRF).

4. Amostra composta de 1.806 casos de um painel desbalanceado de 54 Legislativos, nos anos de 1985 a 2019.

Os resultados relativos ao número total de vínculos por parlamentar são consistentes com os achados da literatura sobre profissionalização legislativa. O número é crescente tanto no tamanho da população (*lnPOP*) como no volume do gasto (*lnGTO*), e tem forte componente inercial (*lnVIN_{t-1}*). O grau de confiança estatística na primeira relação é de 95%, enquanto nas outras duas, de 99%. Em termos substantivos, estima-se que o número de vínculos por parlamentar cresça, em média, 1,2% quando o valor padronizado da população aumenta em 10%, e 0,9% quando o valor padronizado do gasto aumenta em 10%. Todavia, não há evidência de relação com a renda (*lnRDA*) nem de efeito difusão (*lnMVR_{t-1}*). Por fim, o resultado relativo à LRF sugere que o número de vínculos é maior durante sua vigência (14,2%, em média).

Quando se avaliam as relações separadamente por regime de contratação, a precisão das estimativas fica menor, prejudicando a significância estatística de algumas delas, mas os resultados substantivos permanecem favoráveis à hipótese de profissionalização. As significâncias dos coeficientes estimados de população e gasto mantêm-se no nível original, no modelo do número de estatutários, mas diminuem no modelo do número de não estatutários, com o *p*-valor alcançando

apenas 0,147 e 0,067, respectivamente. A única diferença substantiva é na relação com a LRF, que é positiva para o número de não estatutários, mas nula para o número de estatutários.

Como a inclusão do valor defasado da variável dependente ($\ln VIN_{t-1}$) muitas vezes suprime artificialmente a significância estatística de outras variáveis (Achen, 2001), reestimaram-se os três modelos, omitindo-se somente aquele valor. De fato, os resultados (não reportados) se tornam muito mais precisos: em todos os três modelos, as correlações com população e gasto são positivas e alcançam grau de confiança de 99%. O coeficiente estimado da renda passa a ser positivo e significativo (com grau de confiança de 95%) no modelo do número de não estatutários, o que é consistente com profissionalização e contrário a patronagem.

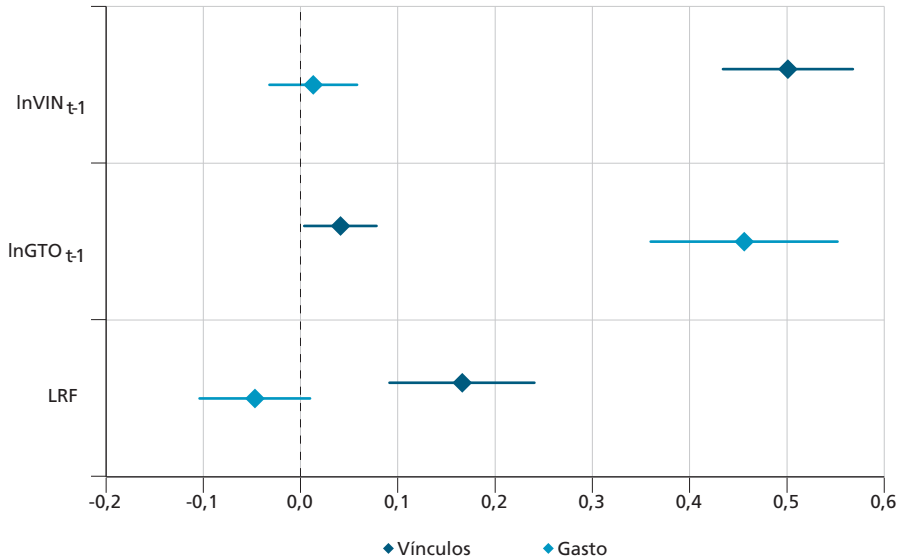
Em geral, pode-se dizer que os resultados da análise econométrica do número de vínculos são favoráveis à hipótese de profissionalização, mas insuficientes para rejeitar a hipótese alternativa, de patronagem. Isso decorre da falta de robustez dos resultados relativos à variável teste-chave, renda *per capita*. Embora a relação estimada entre renda e número de não estatutários seja positiva – e, logo, consistente com profissionalização (H2a) e inconsistente com patronagem (H2b) –, o grau de confiança estatística fica aquém do convencional quando se controla pelo valor defasado da variável dependente.

Dado que a relação estimada entre número de vínculos e gasto público é positiva, realizou-se o teste de Granger para avaliar se aumentos daquele número precedem ou sucedem aumentos deste. Os resultados encontram-se no gráfico 3, que ilustra as estimativas de dois modelos gama, um do número de vínculos por parlamentar e o outro, do gasto *per capita*. Em ambos, o lado direito da equação consiste dos valores daquelas variáveis defasados em um ano e transformados para logaritmo, mais o controle para a vigência da LRF. A seleção da ordem de defasagem (um ano) baseou-se no resultado do teste Im-Pesaran-Shin,¹⁶ o qual também permite rejeitar com muita confiança a hipótese de razão unitária de painel.

16. Como não há uma rotina para executar o teste com dados imputados, utilizou-se a média das imputações.

GRÁFICO 3

Estimativas de modelos gama do número de vínculos por parlamentar e do gasto per capita (teste de Granger)



Elaboração do autor.

- Obs.: 1. Modelos lineares generalizados com distribuição gama e função de ligação \log , com *clusters* e efeitos fixos (não reportados).
 2. As barras de erro são o intervalo de confiança de 95%.
 3. Variáveis independentes padronizadas (exceto LRF).
 4. Amostra composta de 1.806 casos de um painel desbalanceado de 54 Legislativos, nos anos de 1985 a 2019.

Como se observa no gráfico 3, o número defasado de vínculos ($\ln VIN_{t-1}$) não é estatisticamente significativo no modelo do gasto, mas o valor defasado do gasto ($\ln GTO_{t-1}$) é positivo e moderadamente significativo no modelo de vínculos (p -valor = 0,028). Ou seja, a evidência indica que o volume do gasto ajuda a prever o número de vínculos, mas não vice-versa. Esses resultados são consistentes com a hipótese de profissionalização (H3a), de que o crescimento do funcionalismo legislativo sucedeu ao do gasto público, e contraditórios com a de patronagem (H3b).

Em suma, a evidência da análise econométrica do número de vínculos é, em seu conjunto, favorável à hipótese de que o crescimento do funcionalismo reflete processos de profissionalização legislativa. Por sua vez, o resultado do teste de Granger da relação entre número de vínculos e gasto público não apenas corrobora aquela hipótese como também permite rejeitar a alternativa de que o crescimento do funcionalismo reflete intensificação de patronagem.

5 CONCLUSÃO

Este capítulo analisou a evolução do funcionalismo dos Legislativos da União, das UFs e das capitais, nos anos de 1985 a 2019. A partir da constatação inicial de que, no agregado, a quantidade de funcionários cresceu de forma contínua e intensa no período, indagou-se o que esse fenômeno reflete: se profissionalização dos Legislativos ou intensificação de práticas tradicionais de patronagem.

Análises descritivas e econométricas originais, com base nos dados do Atlas do Estado Brasileiro, revelaram padrões gerais consistentes com a hipótese de profissionalização e inconsistentes com a de patronagem. O crescimento do funcionalismo legislativo foi acompanhado de aumentos substanciais de qualificação educacional e salário real, em consonância com o esperado a partir da literatura sobre burocracias profissionais. Além disso, encontrou-se evidência de que ampliações do funcionalismo sucederam, em vez de anteceder, aumentos do gasto público, o que é contrário ao esperado em um sistema de patronagem clientelista, mas consistente com processos de profissionalização legislativa, considerando a premissa de que parlamentares têm interesse em investir em assessoria para fazer face a uma estrutura de governo maior e mais complexa.

Também se constatou que, em geral, a porcentagem de funcionários estatutários diminuiu gradativamente após a onda de efetivações que sucedeu à promulgação da CF/1988, chegando a níveis bastante inferiores ao de 1985. A nosso ver, essa redução não contradiz a hipótese de profissionalização, sendo mais bem caracterizada como uma mudança organizacional, de descentralização do controle da assessoria, da liderança da casa para os gabinetes parlamentares. Essa mudança era esperada, considerando que, do ponto de vista político, o modelo de assessoria herdado do período militar, centralizado e com foco nos interesses coletivos da instituição, era insuficiente para atender a nova demanda por atividade parlamentar, mais diversificada e intensa, por sua vez decorrente do novo contexto, de interesses mais heterogêneos e papel mais amplo do Estado.

É importante ter em mente que as conclusões substantivas não são generalizáveis para as câmaras municipais do interior do país. Estudos futuros, que pretendam ampliar o escopo da análise para esses Legislativos, precisarão de uma estratégia metodológica mais adequada para lidar com o problema de subnotificação sistemática nos dados sobre funcionalismo, de maneira que possa ser aplicada a uma quantidade grande de casos.

Naturalmente, considerando que o tema é incipiente no Brasil e que a análise empírica teve escopo muito amplo, as conclusões deste estudo oferecem apenas uma caracterização geral da evolução do funcionalismo. Não obstante, em linha com os argumentos de Carlomagno (2019), os achados indicam que o tema tem

potencial para constituir uma agenda de pesquisas promissora. Além dos incentivos e das restrições ao investimento em assessoria, é necessário investigar como parlamentares organizam e utilizam esse recurso, e quais são seus efeitos sobre resultados legislativos.

REFERÊNCIAS

ABRUCIO, F. L.; LOUREIRO, M. R. Burocracia e ordem democrática: desafios contemporâneos e experiência brasileira. *In*: PIRES, R. O.; LOTTA, G. O.; OLIVEIRA, V. E. (Org.). **Burocracia e políticas públicas no Brasil: interseções analíticas**. Brasília: Ipea, 2018.

ACHEN, C. H. Why lagged dependent variables can suppress the explanatory power of other independent variables. *In*: ENCONTRO ANUAL DA AMERICAN POLITICAL SCIENCE ASSOCIATION, 2001. **Anais...** Los Angeles: UCLA, 2001.

BAAKLINI, A. I. **O Congresso e o sistema político do Brasil**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1993.

BÄCK, H.; HADENIUS, A. Democracy and state capacity: exploring a J-shaped relationship. **Governance**, v. 21, n. 1, p. 1-24, 2008.

BATISTA, C.; SIMPSON, X. Determinantes políticos do déficit fiscal nos estados brasileiros (1987-1997). **Revista de Sociologia e Política**, v. 18, n. 35, p. 131-149, 2010.

BECK, N.; KATZ, J. N. Modeling dynamics in time-series: cross-section political economy data. **Annual Review of Political Science**, v. 14, p. 331-352, 2011.

BOEHMKE, F. J.; SHIPAN, C. R. Oversight capabilities in the states: are professionalized legislatures better at getting what they want? **State Politics & Policy Quarterly**, v. 15, n. 3, p. 366-386, 2015.

BRASILEIRO, A. M. **O assessoramento legislativo**. Rio de Janeiro: FGV, 1968. (Cadernos de Administração Pública, n. 72).

BRASSIOLO, P.; ESTRADA, R.; FAJARDO, G. My (running) mate, the mayor: Political ties and access to public sector jobs in Ecuador. **Journal of Public Economics**, v. 191, p. 104-286, 2020.

CALVO, E.; MURILLO, M. V. Who delivers? Partisan clients in the Argentine electoral market. **American Journal of Political Science**, v. 48, n. 4, p. 742-757, 2004.

CARLOMAGNO, M. **Por dentro dos gabinetes**: organização e profissionalização das assessorias parlamentares na comunicação em mídias sociais. 2015. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Paraná, 2015.

_____. O que podemos responder pesquisando assessorias parlamentares? Agenda de investigação. **BIB-Revista Brasileira de Informação Bibliográfica em Ciências Sociais**, n. 88, p. 1-20, 2019.

COLE, S. R.; CHU, H.; GREENLAND, S. Multiple-imputation for measurement-error correction. **International Journal of Epidemiology**, v. 35, n. 4, p. 1074-1081, 2006.

COLONNELLI, E.; PREM, M.; TESO, E. Patronage and selection in public sector organizations. **American Economic Review**, v. 110, n. 10, p. 3071-99, 2020.

DAHLSTRÖM, C.; LAPUENTE, V.; TEORELL, J. **Dimensions of bureaucracy II**: a cross-national dataset on the structure and behavior of public administration. Gothenburg: The QoG Institute, 2011. (Working Paper, n. 6).

EVANS, P.; RAUCH, J. E. Bureaucracy and growth: a cross-national analysis of the effects of “weberian” state structures on economic growth. **American Sociological Review**, v. 64, n. 5, p. 748-765, 1999.

FANTUCCI, S. **Consultoria técnico-legislativa em políticas sociais no âmbito das câmaras municipais**. 2013. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, São Paulo, 2013.

FORTUNATO, D.; PARINANDI, S. C. **Social welfare returns to legislative capacity**: evidence from the opioid epidemic. 2021. Mimeografado. Disponível em: <<https://bit.ly/3akdKE1>>.

FORTUNATO, D.; TURNER, I. R. Legislative capacity and credit risk. **American Journal of Political Science**, v. 62, n. 3, p. 623-636, 2018.

FOX, H. W.; HAMMOND, S. W. The growth of congressional staffs. **Proceedings of the Academy of Political Science**, v. 32, n. 1, p. 112-124, 1975.

GILLIGAN, T. W.; MATSUSAKA, J. G. Fiscal policy, legislature size, and political parties: evidence from state and local governments in the first half of the 20th century. **National Tax Journal**, v. 54, n. 1, p. 57-82, 2001.

GRIGLIO, E.; LUPO, N. Parliamentary administrations in the bicameral systems of Europe: joint or divided? **The Journal of Legislative Studies**, v. 27, n. 4, p. 513-534, 2021.

GROSSBACK, L. J.; PETERSON, D. A. M. Understanding institutional change: legislative staff development and the state policymaking environment. **American Politics Research**, v. 32, n. 1, p. 26-51, 2004.

HALL, R. L. **Participation in Congress**. New Haven: Yale University Press, 1998.

HAMMOND, S. W. Recent research on legislative staffs. **Legislative Studies Quarterly**, v. 21, n. 4, p. 543-576, 1996.

HENDRIX, C. S. Measuring state capacity: theoretical and empirical implications for the study of civil conflict. **Journal of Peace Research**, v. 47, n. 3, p. 273-285, 2010.

HERTEL-FERNANDEZ, A.; MILDENBERGER, M.; STOKES, L. C. Legislative staff and representation in Congress. **American Political Science Review**, v. 113, n. 1, p. 1-18, 2019.

HONAKER, J.; KING, G. What to do about missing values in time-series cross-section data. **American Journal of Political Science**, v. 54, n. 2, p. 561-581, 2010.

HONAKER, J.; KING, G.; BLACKWELL, M. Amelia II: a program for missing data. **Journal of Statistical Software**, v. 45, n. 7, p. 1-47, 2011.

HORTA, A. B. Breve memória sobre o assessoramento legislativo na Câmara dos Deputados. *In: CÂMARA DOS DEPUTADOS. 40 anos de Consultoria Legislativa: consultores legislativos e consultores de orçamento*. Brasília: Edições Câmara, 2011.

KA, S.; TESKE, P. Ideology and professionalism: electricity regulation and deregulation over time in the American states. **American Politics Research**, v. 30, n. 3, p. 323-343, 2002.

KING, J. D. Changes in professionalism in US state legislatures. **Legislative Studies Quarterly**, v. 25, n. 2, p. 327-343, 2000.

KINGSTON, C.; CABALLERO, G. Comparing theories of institutional change. **Journal of Institutional Economics**, v. 5, n. 2, p. 151-180, 2009.

LIMONGI, F. Estudos legislativos. *In: MARTINS, C. B. Horizontes das ciências sociais no Brasil: ciência política*. São Paulo: Anpocs, 2010.

LOPEZ, F. G. A política cotidiana dos vereadores e as relações entre Executivo e Legislativo em âmbito municipal: o caso do município de Araruama. **Revista de Sociologia e Política**, v. 22, p. 153-177, 2004.

LOPEZ, F.; GUEDES, E. **Três décadas de evolução do funcionalismo público no Brasil (1986-2017)**. Brasília: Ipea, 2020 (Texto para Discussão, n. 2579).

LUCCI, A. E. A. O assessoramento legislativo. *In: CÂMARA DOS DEPUTADOS. Do processo legislativo: ciclo de conferências sobre a prática legislativa de 14 de abril a 28 de maio de 1971*. Brasília: Centro de Documentação e Informação da Câmara dos Deputados, 1972.

- MACIEL, V. F.; ARVATE, P. R. The size of the Brazilian government: concepts and measures. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 14, n. 1, p. 1-19, 2010.
- MALHOTRA, N. Government growth and professionalism in US state legislatures. **Legislative Studies Quarterly**, v. 31, n. 4, p. 563-584, 2006.
- _____. Disentangling the relationship between legislative professionalism and government spending. **Legislative Studies Quarterly**, v. 33, n. 3, p. 387-414, 2008.
- MONTGOMERY, J. M.; NYHAN, B. The effects of congressional staff networks in the US House of Representatives. **The Journal of Politics**, v. 79, n. 3, p. 745-761, 2017.
- MOONEY, C. Z. Citizens, structures, and sister states: influences on state legislative professionalism. **Legislative Studies Quarterly**, v. 20, n. 1, p. 47-67, 1995.
- MORGAN, D. R.; WILSON, L. A. Diversity in the American States: updating the sullivan index. **Publius: The Journal of Federalism**, v. 20, n. 1, p. 71-82, 1990.
- OTTMANN, G. Cidadania mediada: processos de democratização da política municipal no Brasil. **Novos estudos Cebrap**, v. 74, p. 155-175, 2006.
- OWINGS, S.; BORCK, R. Legislative professionalism and government spending: do citizen legislators really spend less? **Public Finance Review**, v. 28, n. 3, p. 210-225, 2000.
- PETTERSSON-LIDBOM, P. Does the size of the legislature affect the size of government? Evidence from two natural experiments. **Journal of Public Economics**, v. 96, n. 3-4, p. 269-278, 2012.
- PIRES, M.; BORGES, B. A despesa primária do governo central: estimativas e determinantes no período 1986-2016. **Estudos Econômicos**, v. 49, n. 2, p. 209-234, 2019.
- PRAÇA, S. O lado desconhecido do Congresso. **Agência Pública**, 30 mar. 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3RjLC9E>>.
- RAUCH, J. E.; EVANS, P. B. Bureaucratic structure and bureaucratic performance in less developed countries. **Journal of Public Economics**, v. 75, n. 1, p. 49-71, 2000.
- REGO, A. C. P. O assessoramento do Congresso. *In*: ABREU, A. A.; DIAS, J. L. M. (Org.). **O futuro do Congresso brasileiro**. Rio de Janeiro: FGV, 1995.
- REMMER, K. L. The political economy of patronage: expenditure patterns in the Argentine provinces, 1983-2003. **The Journal of Politics**, v. 69, n. 2, p. 363-377, 2007.

RODRIGUES, R. J. P. A consultoria legislativa e a difusão de seu modelo institucional do Poder Legislativo. *In: CÂMARA DOS DEPUTADOS. 40 anos de consultoria legislativa: consultores legislativos e consultores de orçamento.* Brasília: Edições Câmara, 2011.

ROSENTHAL, A. State legislative development: observations from three perspectives. *Legislative Studies Quarterly*, v. 21, n. 2, p. 169-198, 1996.

RUBIN, D. B. Inference and missing data. *Biometrika*, v. 63, n. 3, p. 581-592, 1976.

SALISBURY, R. H.; SHEPSLE, K. A. U.S. Congressman as enterprise. *Legislative Studies Quarterly*, v. 6, n. 4, p. 559-576, 1981.

SANTOS, F.; CANELLO, J. Comissões permanentes, estrutura de assessoramento e o problema informacional na Câmara dos Deputados do Brasil. *Dados – Revista de Ciências Sociais*, v. 59, n. 4, p. 1127-1168, 2016.

SILVA, P. **O Poder Legislativo municipal: estrutura, composição e produção.** 2014. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014.

SIMMONS, B. A.; DOBBIN, F.; GARRETT, G. Introduction: the diffusion of liberalization. *In: SIMMONS, B. A.; DOBBIN, F.; GARRETT, G. (Ed.). The global diffusion of markets and democracy.* New York: Cambridge University Press, 2008.

SQUIRE, P. **The evolution of American legislatures: colonies, territories, and states, 1619-2009.** Michigan: University of Michigan Press, 2012.

SOUZA, C. A Resolução nº 48, de 1993, e a consolidação do assessoramento legislativo institucional da Câmara dos Deputados. *In: CÂMARA DOS DEPUTADOS. 40 anos de consultoria legislativa: consultores legislativos e consultores de orçamento.* Brasília: Edições Câmara, 2011.

SULLIVAN, J. L. Political correlates of social, economic, and religious diversity in the American states. *The Journal of Politics*, v. 35, n. 1, p. 70-84, 1973.

TABATCHEIK, G. Desvendando os diários secretos: uma análise do uso dos cargos em comissão da Assembleia Legislativa do Paraná (2006-2010). *Revista NEP-Núcleo de Estudos Paranaenses da UFPR*, v. 1, n. 1, p. 179-202, 2015.

USCB – UNITED STATES CENSUS BUREAU. **Statistical abstract of the United States, 1982-1983.** 103. ed. Washington: USCB, 1982.

WILLIAMSON, R. D.; MORRIS, J. C.; FISK, J. M. Institutional variation, professionalization, and state implementation choices: an examination of investment in water quality across the 50 states. *The American Review of Public Administration*, v. 51, n. 6, p. 436-448, 2021.

APÊNDICE A

DADOS FALTANTES OU COM ERRO

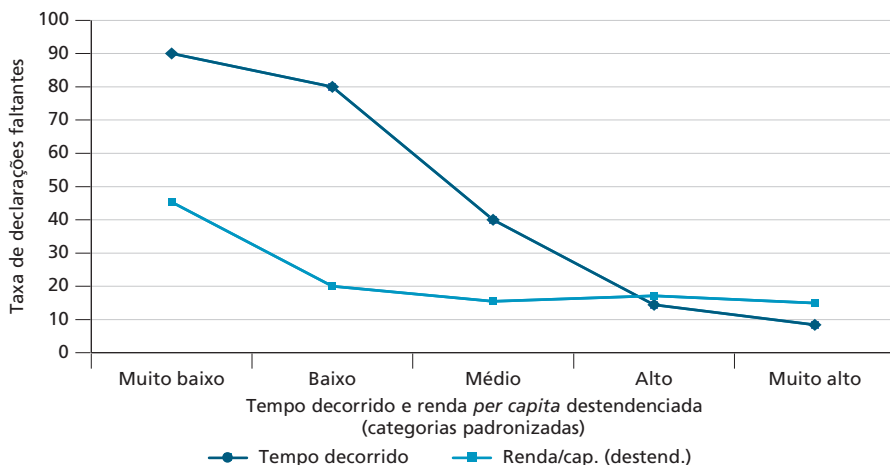
Como etapa preparatória para a análise realizada neste capítulo, avaliou-se a incidência de dados faltantes ou com erro de registro, assim como sua relação com a variável dependente, o tamanho do funcionalismo legislativo, por meio de dois dos potenciais correlatos, quais sejam, tempo decorrido (desde o início da série) e capacidade do Legislativo, medida na forma de uma *proxy*, a renda *per capita* (a preços de 2019).

A taxa de declarações faltantes, definida como a porcentagem das diádes do painel legislativo-ano para as quais não há informação sobre vínculos, é nula nas duas casas do Congresso Nacional, insignificante (4,3%) nas câmaras de vereadores das capitais, baixa (15%) nas assembleias estaduais mais a Câmara Legislativa do Distrito Federal, e alta (43,8%) entre as câmaras do interior. Essa distribuição é parcialmente consistente com a da renda *per capita*, que é maior no nível nacional (R\$ 31 mil) e nas capitais (R\$ 36,6 mil), e menor nas Unidades da Federação – UFs (R\$ 22,8 mil) e nos municípios do interior (R\$ 22 mil). Nesse último conjunto de Legislativos, verificou-se que, além de relação negativa com a renda, a taxa de faltantes apresenta tendência de queda, como se observa no gráfico A.1.

GRÁFICO A.1

Relação bivariada entre taxa de declarações faltantes e variáveis selecionadas (câmaras de municípios do interior)

(Em %)



Fontes: Atlas do Estado Brasileiro (disponível em: <<http://atlasestado.ipea.gov.br>>) e Ipeadata (disponível em: <www.ipeadata.gov.br>).
Elaboração do autor.

Obs.: 1. Tempo decorrido desde 1985.

2. Renda *per capita* a preços de 2019, transformada para logaritmo e destendenciada.

3. No eixo horizontal, os quatro pontos de corte correspondem a -1,5; -0,5; 0,5 e 1,5 unidades do desvio-padrão de cada variável, respectivamente, iguais a 3 anos e R\$ 3 mil; 12 anos e R\$ 6,5 mil; 23 anos e R\$ 13 mil; e 32 anos e R\$ 26,5 mil.

Avaliou-se a incidência de erros nos dados dos Legislativos da União, das UFs e das capitais. Para tanto, primeiro analisou-se cada uma das quatro séries anuais (as contagens de vínculos, de estatutários e de graduados, e o valor médio da remuneração) separadamente para cada Legislativo, com o intuito de identificar observações suspeitas, considerando como tais as estatisticamente desviantes ou aparentemente inconsistentes. Definiram-se as primeiras como as com resíduo de *Student* maior ou igual a três,¹ enquanto as segundas, como as que apresentam mudança abrupta, para baixo ou para cima, mesmo sem constituir desvio estatístico.

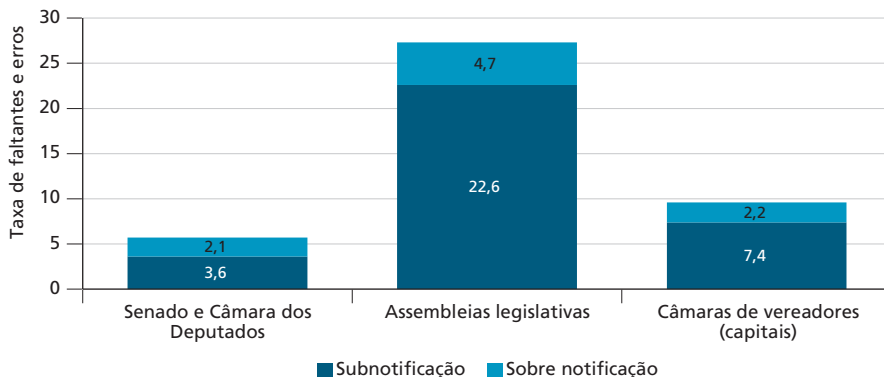
O segundo passo consistiu em examinar os microdados, para confirmar se as observações suspeitas eram erros. Confirmaram-se erros na contagem de vínculos mediante constatação de que alguma variável de cômputo (mês de admissão, de desligamento ou remuneração positiva no mês) continha informações inconsistentes. Por exemplo, mês de desligamento ou valor da remuneração mensal com quantidades excessivamente anormais de zeros. Casos suspeitos de erro na classificação de vínculos como estatutários ou graduados, por sua vez, confirmaram-se com base nas informações sobre os mesmos vínculos (identificados) ao longo do tempo. Por exemplo, quando os vínculos em excesso em um ano não recebem a mesma classificação nos anos seguintes ou, ao contrário, quando vínculos faltantes em um ano estão presentes nos adjacentes.

Considerando que são quatro as variáveis de vínculo, em cada díade do painel pode haver até quatro observações faltantes ou com erro de registro. O gráfico A.2 ilustra a taxa de faltantes e erros nos 55 Legislativos analisados, como porcentagem da quantidade máxima possível daquelas observações, distinguindo as subnotificações (omissões e erros negativos) das sobre notificações (erros positivos). A taxa total é praticamente insignificante nas casas do Congresso Nacional (5,7%), baixa nas câmaras de vereadores das capitais (9,6%) e moderada no conjunto das assembleias estaduais mais a Câmara Legislativa do Distrito Federal (27,3%), sendo que nos três grupos predominam subnotificações (81% do total).

1. Resíduos de uma regressão linear da variável transformada para raiz quadrada, como função do valor transformado defasado em um ano. A transformação justifica-se por se tratar de variáveis com distribuições inclinadas à direita, sendo que algumas têm valor zero.

GRÁFICO A.2

Taxa de observações faltantes e erros, por grupos de Legislativos e direção do erro (1985-2019)
(Em %)



Fonte: Atlas do Estado Brasileiro. Disponível em: <<http://atlasestado.ipea.gov.br>>.

Elaboração do autor.

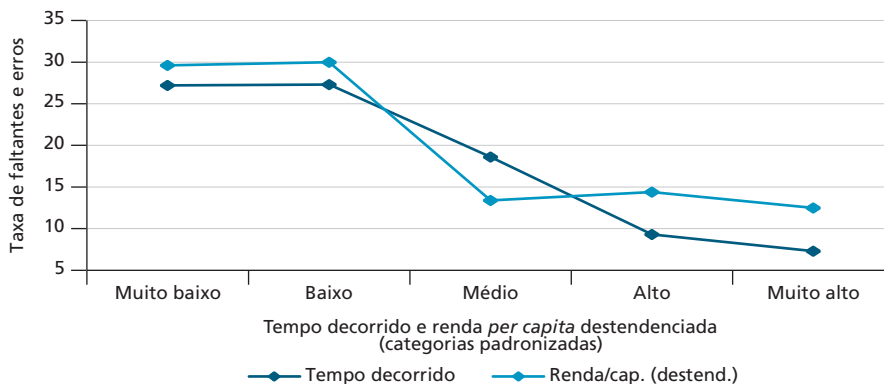
Obs.: 1. Em relação ao total de faltas e erros nas quantidades de vínculos totais, estatutários e graduados, e no valor da remuneração.

2. O grupo das assembleias legislativas inclui a Câmara Legislativa do Distrito Federal.

Por sua vez, o gráfico A.3 mostra a relação da taxa de faltantes e erros com o tempo e a renda *per capita*. Nota-se claramente que, no conjunto formado pelos Legislativos federais, estaduais e das capitais, a taxa diminui com ambas as variáveis.

GRÁFICO A.3

Relação bivariada entre taxa de observações faltantes e erros, e variáveis selecionadas (exclui as câmaras de vereadores do interior)
(Em %)



Fontes: Atlas do Estado Brasileiro (disponível em: <<http://atlasestado.ipea.gov.br>>) e Ipeadata (disponível em: <www.ipeadata.gov.br>).

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Tempo decorrido desde 1985.

2. Renda *per capita* a preços de 2019, transformada para logaritmo e destendenciada.

3. No eixo horizontal, os quatro pontos de corte correspondem a -1,5; -0,5; 0,5 e 1,5 unidades do desvio-padrão de cada variável, respectivamente iguais a 3 anos e R\$ 7,5 mil; 12 anos e R\$ 12,5 mil; 23 anos e R\$ 20 mil; e 32 anos e R\$ 32 mil.

A evidência dos gráficos A.1 e A.3 confirma a suspeita de que a subnotificação diminuiu com o tempo e reforça a de que ela é decrescente na capacidade do Legislativo. Essas características precisam ser levadas em conta na análise do tamanho do funcionalismo, sob risco de se produzirem conclusões inválidas.

Além de avaliar a incidência de faltas e erros, procurou-se substituí-los com base nas informações válidas disponíveis. Por exemplo, quando não foi possível computar as quantidades mensais de vínculos, utilizou-se a contagem do mês de dezembro. Quando a própria contagem total de vínculos faltava ou continha erro, procurou-se, como último recurso, utilizar a informação da declaração do ano seguinte sobre vínculos herdados. No caso da classificação de vínculos como estatutários ou graduados, utilizaram-se as informações sobre os mesmos vínculos em anos contíguos.

Erros na classificação de estatutários revelaram-se especialmente frequentes e trabalhosos para corrigir. Em UFs e capitais, constataram-se conversões esporádicas de grande quantidade de vínculos em estatutários, sobretudo no início da década de 1990. Em alguns casos, as mudanças foram posteriormente revertidas, às vezes com intervalos substanciais entre os dois eventos. Para identificar se as conversões alteraram de fato o perfil dos vínculos ou eram simplesmente ruídos de classificação, avaliou-se a estabilidade dos vínculos convertidos, considerando-se erro os casos em que sua quantidade diminui substancialmente ao longo do tempo, sobretudo no primeiro ano das legislaturas.

Nenhuma dessas estratégias de correção pôde ser aplicada ao valor da remuneração, o qual pode variar entre um ano e outro, no mesmo vínculo. A correção foi possível apenas em situações específicas, em que o erro no valor da remuneração decorreu de erro no cômputo dos vínculos declarados, mediante redefinição dos vínculos a computar e, logo, das respectivas remunerações.

O esforço de correção dos dados permitiu que se reduzisse a taxa total de faltas e erros de 18,1% para 12,4%. Cerca de três quartos da taxa remanescente consistem em faltas. A redução foi mais pronunciada na contagem de estatutários (de 22% para 10%), seguida das contagens de graduados (de 24% para 16,3%) e de vínculos mensais (de 13,3% para 10,6%). Praticamente não houve redução da taxa relativa ao valor da remuneração mensal (13%).

