

Estado da publicação: O preprint não foi publicado em outro meio.

Fechamento social e diversidade ocupacional no Legislativo federal brasileiro: comparando Câmara e Senado (1998-2022)

Adriano Codato

<https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.17390>

Submetido em: 2026-08-10

Postado em: 2026-08-11 (versão 1)

(AAAA-MM-DD)

A moderação deste preprint recebeu o(s) endosso(s) de:

- Nilton Sainz (ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3957-2714>)

15.º Encontro da Associação Brasileira de Ciência Política (ABCP)

Área temática: Sociologia Política

Fechamento social e diversidade ocupacional no Legislativo federal brasileiro: comparando Câmara e Senado (1998-2022)

Adriano Codato

Universidade Federal do Paraná

INCT Representação e Legitimidade Democrática

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5015-4273>

E-mail: adriano@ufpr.br

Universidade Federal do Pará

Belém, PA

30 de julho a 6 de agosto de 2026

Fechamento social e diversidade ocupacional no Legislativo federal brasileiro: comparando Câmara e Senado (1998-2022)*

Social Closure and Occupational Diversity in the Brazilian Federal Legislature: Comparing the Chamber of Deputies and the Federal Senate (1998–2022)

Adriano Codato¹ <https://orcid.org/0000-0002-5015-4273>

Universidade Federal do Paraná (UFPR); Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia
Representação e Legitimidade Democrática (INCT ReDem)

**Paper apresentado no 15.º Encontro da Associação Brasileira de Ciência Política (ABCP), 2026*

Resumo

Este paper examina a expectativa institucionalista de que a representação proporcional e o maior número de cadeiras da Câmara dos Deputados produziriam uma composição ocupacional mais diversificada do que a regra majoritária do Senado Federal. A análise compreende 3.861 registros de deputados e senadores eleitos entre 1998 e 2022. Para comparar Casas com números muito diferentes de integrantes, aplicamos a técnica de rarefação, que permite confrontar grupos de igual tamanho, e os índices de Simpson e Shannon. Essas duas medidas, consagradas na ecologia de populações para o estudo da biodiversidade, avaliam o equilíbrio e a variedade das categorias profissionais representadas no Legislativo. Os resultados contrariam a expectativa institucionalista: a Câmara não apresenta maior diversidade ocupacional, e os indicadores favorecem o Senado em seis das sete eleições analisadas. Esse padrão, porém, muda conforme a eleição e o grau de detalhamento da classificação das ocupações. O índice de Theil, que mede quanto a composição ocupacional varia entre os blocos ideológicos, mostra ainda que esquerda e direita apresentam perfis ocupacionais pouco diferenciados nas duas Casas, contrariando a expectativa de que as divisões ideológicas se traduziriam em bases profissionais de recrutamento claramente distintas. Os dados revelam também uma transformação expressiva no perfil dos eleitos: a proporção dos que declaram ocupações políticas aumentou de aproximadamente 25% para mais de 50% no período, sinalizando o avanço da profissionalização política. Em conjunto, os achados mostram que as diferenças entre as regras eleitorais não se traduzem automaticamente em maior pluralidade ocupacional. A explicação para os perfis encontrados deve considerar também, no futuro, o perfil social de quem disputa as eleições, os critérios utilizados pelos partidos para escolher seus candidatos e a circulação de políticos profissionais entre as Casas, sobretudo o recrutamento de senadores entre ex-deputados federais.

Palavras-chave: diversidade ocupacional; recrutamento parlamentar; profissionalização política; Câmara dos Deputados; Senado Federal.

Abstract

This article examines the institutionalist expectation that proportional representation and the larger number of seats in the Chamber of Deputies would yield a more diverse occupational composition than the majoritarian rule of the Federal Senate. The analysis covers 3,861 records of deputies and senators elected between 1998 and 2022. To compare houses with very different numbers of members, we apply rarefaction, a technique that allows groups of equal size to be compared, together with the Simpson and Shannon indices. Long established in population ecology for the study of biodiversity, these two measures capture the balance and variety of the occupational categories represented in the legislature. The results run counter to the institutionalist expectation: the Chamber does not display greater occupational diversity, and the indicators favor the Senate in six of the seven elections examined. This pattern, however, varies with the election and with the granularity of the occupational classification. The Theil index, which measures the extent to which occupational composition varies across ideological blocs, further shows that left and right present only weakly

¹ **Corresponding Author:**

adriano@ufpr.br

<https://orcid.org/0000-0002-5015-4273>

Universidade Federal do Paraná

Departamento de Ciência Política

Rua General Carneiro, 460, sala 514

Curitiba - Paraná - Brasil

differentiated occupational profiles in both houses, contrary to the expectation that ideological divisions would translate into clearly distinct occupational bases of recruitment. The data also reveal a pronounced shift in the profile of those elected: the share declaring political occupations rose from roughly 25% to more than 50% over the period, signaling the advance of political professionalization. Taken together, the findings show that differences in electoral rules do not translate automatically into greater occupational plurality. Explaining the observed profiles will also require future attention to the social profile of those who run for office, the criteria parties use to select their candidates, and the circulation of professional politicians between the two houses, particularly the recruitment of senators from among former federal deputies.

Keywords: occupational diversity; legislative recruitment; political professionalization; Chamber of Deputies; Federal Senate.

1. Introdução

A composição social das elites parlamentares condiciona quais recursos, trajetórias e experiências permitem alcançar posições de autoridade. Isso não supõe correspondência automática entre perfil social e comportamento legislativo. Significa apenas reconhecer que *recrutamento* e *seleção* políticas são processos que distribuem desigualmente oportunidades de representação e que a presença constitui uma dimensão própria da vida democrática (Phillips, 1995; Pitkin, 1967). O estudo dos representantes eleitos, portanto, não substitui a análise de suas decisões, mas identifica filtros anteriores à atuação parlamentar.

No Brasil, a literatura avançou no estudo das desigualdades de gênero e raça (Campos & Machado, 2015; Bolognesi et al., 2016; Carlomagno & Codato, 2018) e documentou a composição social de bancadas partidárias na Câmara dos Deputados já há algum tempo (Rodrigues, 2002, 2006 e 2014). A comparação sistemática com o Senado é mais rara. Ela apresenta uma dificuldade metodológica decisiva: em cada pleito, a Câmara elege 513 deputados, enquanto o Senado renova 27 ou 54 cadeiras. Uma instituição maior tem mais oportunidades de possuir variedade social, mesmo que cada cadeira seja preenchida a partir da mesma fórmula subjacente de distribuição. Comparar apenas o número bruto de categorias confundiria, portanto, tamanho e composição.

Este paper pergunta se a maior diversidade ocupacional esperada para a Câmara aparece quando as coortes são observadas em condições comensuráveis. A pergunta é deliberadamente mais restrita que “qual casa é socialmente mais aberta?”. O registro do Tribunal Superior Eleitoral (TSE) informa a ocupação declarada pelo candidato no momento do registro. O dado não indica ‘posição de classe’, ‘origem familiar’, ‘primeira ocupação’, ‘patrimônio’ ou ‘duração da carreira’. Tampouco estudamos aqui a composição integral das duas Casas: a unidade é a coorte eleita em cada pleito, precisão especialmente importante para o Senado, que se renova alternadamente por um e dois terços.

O contraste entre as regras institucionais subjacentes a eleições de deputados e senadores gera uma expectativa clara. A Câmara combina representação proporcional de lista aberta e magnitudes estaduais entre 8 e 70 cadeiras. O Senado usa regra majoritária, uma ou duas vagas por estado, mandato de oito anos, campanha de escala estadual e idade mínima superior a 35 anos. A literatura institucionalista associa magnitudes elevadas a limiares de representação menores e a mais pontos de entrada. A literatura sobre câmaras altas associa a seleção senatorial a recursos, visibilidade e carreiras consolidadas (Carey & Shugart, 1995; Lijphart, 1994; Russell, 2001; Samuels, 2001; Tsebelis & Money, 1997). Se essas diferenças atravessam o funil do recrutamento, a Câmara deve apresentar, teoricamente, uma distribuição ocupacional mais diversa por cadeira.

Esta comparação não permite identificar o efeito causal das regras eleitorais. Câmara e Senado recrutam candidatos de universos diferentes e também diferem em vários

aspectos institucionais ao mesmo tempo. Por isso, o paper adota um desenho descritivo-comparativo: verifica se a composição ocupacional esperada aparece nos dados, mas não identifica qual fator produz o resultado. Se a hipótese não se confirma, isso enfraquece a ideia de que as regras eleitorais geram automaticamente maior diversidade ocupacional na Câmara. Não significa, porém, que as instituições sejam irrelevantes.

Também precisamos distinguir duas formas de medir a diversidade ocupacional.

A primeira considera *todos os parlamentares eleitos* em cada Casa e mostra a variedade de ocupações que Câmara e Senado efetivamente produzem a cada eleição. Nesse caso, o número de cadeiras faz parte do resultado. A segunda compara *grupos com o mesmo número de eleitos* e mostra qual Casa apresenta uma composição profissional mais diversificada quando retiramos o efeito do tamanho. A “rarefação” permite fazer essa segunda comparação. Ela é necessária para saber se a diferença decorre da distribuição das ocupações ou apenas do maior número de deputados. Ao igualar os grupos, porém, elimina justamente o efeito do número de cadeiras, que pode ser parte do mecanismo institucional analisado. Por isso, o artigo apresenta as duas medidas lado a lado.

O resultado principal permite uma conclusão precisa. Quando comparamos grupos com o mesmo número de eleitos, a vantagem esperada da Câmara desaparece. Em seis das sete eleições, os dois indicadores apontam maior diversidade ocupacional no Senado e 2002 é a única exceção. Quando esse ano é retirado da análise, a diferença entre as Casas torna-se estatisticamente significativa nos dois indicadores. Ainda assim, não podemos concluir que o Senado seja, em geral, mais diverso socialmente. Os resultados variam entre as eleições e conforme a maneira de agrupar as ocupações declaradas. Além disso, este estudo não estabeleceu uma margem para considerar as duas Casas equivalentes. Portanto, os dados não confirmam a expectativa de maior diversidade na Câmara, mas também não permitem afirmar que as Casas sejam equivalentes nem que o Senado seja sempre mais diverso.

A contribuição do paper é tanto *substantiva* como *metodológica*. No plano substantivo, os resultados mostram que diferenças importantes nas regras eleitorais não garantem maior diversidade ocupacional na Câmara. Isso nos leva a considerar outros fatores, como (i) o perfil de quem disputa as eleições, (ii) os critérios utilizados pelos partidos para escolher seus candidatos e (iii) a circulação de políticos profissionais entre Câmara e Senado, por exemplo. No plano metodológico, o artigo mostra que as medidas de diversidade são afetadas de maneiras diferentes pelo número de casos, que valores semelhantes podem ocultar composições ocupacionais distintas e que a comparação entre esquerda e direita precisa considerar o pequeno número de senadores eleitos em cada pleito presentes em cada grupo. Por fim, o crescimento da parcela de eleitos que declaram a política como ocupação principal é apresentado como uma transformação descritiva importante, sem atribuí-lo causalmente a um fator específico.

O texto está dividido em cinco partes. A seção 2 apresenta as duas expectativas da pesquisa: a Câmara seria ocupacionalmente mais diversificada do que o Senado, e esquerda e direita teriam perfis profissionais mais distintos na Câmara. A seção 3 descreve o banco de dados, as medidas de diversidade e os procedimentos empregados para comparar Casas que elegem números muito diferentes de parlamentares. A seção 4 apresenta os resultados e verifica se eles se mantêm quando usamos classificações mais amplas ou mais detalhadas das ocupações e quando retiramos, uma a uma, as eleições da série. A seção 5 discute o que esses achados representam para as explicações institucionalistas. Em particular, questiona a ideia de que a representação proporcional e o maior número de cadeiras produzam, por si

mesmos, maior diversidade ocupacional. A conclusão delimita o que os dados permitem afirmar. Os apêndices, ao final, apresentam as fórmulas, as classificações ocupacionais, o agrupamento dos partidos brasileiros em esquerda e direita e a análise exploratória das eleições contemporâneas às crises políticas.

2. Diversidade ocupacional e expectativas institucionais

2.1 O que a variável permite observar

Diversidade ocupacional, abertura social e profissionalização política são, sociologicamente, fenômenos distintos. A *diversidade ocupacional* descreve a variedade de profissões entre os eleitos. A *abertura social* diz respeito às condições de acesso aos cargos parlamentares e seu oposto, o *fechamento social*, ocorre quando esse acesso é restringido a determinados grupos (Parkin, 1979; Weber, 1922/1978). No recrutamento parlamentar, essas barreiras podem resultar dos custos de campanha, da seleção realizada pelos partidos, do controle de redes políticas, da distribuição desigual de recursos sociais e da valorização da experiência acumulada na própria vida política. A profissionalização pode reforçar esse fechamento, mas não se confunde com ele. Quando o sistema valoriza a experiência eleitoral e o controle das organizações partidárias sobre o processo de recrutamento, políticos experientes passam a ter vantagem sobre os novos concorrentes (Best & Cotta, 2000; Norris & Lovenduski, 1995).

Os índices utilizados neste artigo medem dois aspectos das ocupações declaradas: (i) o *número de categorias presentes* e (ii) o *equilíbrio de sua distribuição*. Eles não medem a distância social entre essas categorias (Harrison & Klein, 2007). Um grupo formado por advogados, médicos, engenheiros e empresários pode reunir várias profissões e, ao mesmo tempo, permanecer concentrado nos estratos sociais superiores. Da mesma forma, uma categoria ocupacional ampla pode ocultar trajetórias muito diferentes. Por isso, o paper se refere a “ocupações declaradas”. Expressões como “origens ocupacionais” ou “origens sociais” exigiriam informações biográficas que o banco de dados com o qual lidamos não contém.

A categoria “políticos de carreira” também deve ser interpretada com muita cautela. Ela reúne deputados e senadores eleitos que declararam um mandato ou outra atividade política como ocupação principal. Seu crescimento mostra apenas que essa forma de identificação profissional se tornou mais frequente entre os eleitos. Isso pode refletir carreiras políticas mais longas, maior disposição para declarar a política como profissão ou mudanças no preenchimento e na classificação dos dados. Sem informações biográficas mais seguras e detalhadas, o resultado é compatível com o avanço da profissionalização política, mas não permite afirmar que ela seja a causa dessa mudança.

2.2 Por que esperar maior diversidade na Câmara

Distritos que elegem muitos representantes reduzem a proporção de votos necessária para conquistar uma cadeira. Isso facilita a entrada de partidos menores e de grupos eleitorais mais específicos (Lijphart, 1994; Taagepera & Shugart, 1989). Nas eleições com lista aberta, os candidatos também disputam votos com seus próprios colegas de partido, o que os incentiva a construir bases eleitorais particulares e a representar interesses específicos (Carey & Shugart, 1995). A Câmara dos Deputados no Brasil reúne essas duas características: adota a representação proporcional com lista aberta e oferece várias cadeiras em cada estado. Por isso, esperamos que ela permita a eleição de candidatos provenientes de um conjunto mais variado de ocupações.

O Senado, por sua vez, apresenta condições bem mais restritivas. Em cada estado, há apenas uma ou duas cadeiras disputadas por eleição. Além disso, a disputa é majoritária, a campanha abrange todo o estado, a idade mínima para concorrer é de 35 anos e o mandato dura oito anos. Essas condições tendem a favorecer candidatos com mais recursos (do todo tipo), maior visibilidade pública e redes políticas já estabelecidas. Historicamente, as câmaras altas foram concebidas para assegurar estabilidade e representação territorial, e não para reproduzir a diversidade social da população (Russell, 2001; Tsebelis & Money, 1997). Dessas diferenças deriva a primeira hipótese:

H1. *Quando comparamos grupos com o mesmo número de eleitos, o Senado apresenta menor diversidade ocupacional do que a Câmara.*

A hipótese 1 compara a diversidade ocupacional de grupos com o mesmo número de eleitos. Essa comparação retira o efeito imediato do tamanho das Casas, mas o número real de cadeiras continua relevante para a diversidade efetivamente observada. Mesmo que Câmara e Senado apresentassem proporções ocupacionais semelhantes, um grupo de 500 eleitos teria maior probabilidade de incluir ocupações raras do que um grupo de 25.

O argumento institucionalista também permite esperar diferenças entre os blocos ideológicos. A representação proporcional favorece a sobrevivência de partidos vinculados a grupos sociais específicos, enquanto a eleição majoritária incentiva a formação de coalizões eleitorais mais amplas. Se esquerda e direita recrutam candidatos com perfis profissionais distintos, e se essa separação é mais forte no sistema proporcional, o bloco ideológico deveria explicar uma parcela maior das diferenças ocupacionais na Câmara. Dessa expectativa deriva a segunda hipótese:

H2. *As diferenças ocupacionais entre esquerda e direita são maiores na Câmara do que no Senado.*

A hipótese 2 compara apenas dois grandes blocos ideológicos. Por isso, não testa diferenças entre partidos e pode ocultar variações importantes dentro da própria esquerda e da direita. Na análise principal, a classificação publicada por Bolognesi et al. (2025), baseada na pesquisa com especialistas realizada em 2022, é aplicada a todas as eleições do período. Essa decisão mantém o mesmo critério de classificação, mas pode produzir distorções, sobretudo para partidos de centro que mudaram de posição ao longo do tempo. Como teste de robustez, utilizamos a classificação de Bolognesi et al. (2023), baseada na pesquisa realizada em 2018, para as eleições de 1998 a 2018. Para a eleição de 2022, empregamos a classificação mais recente de Bolognesi et al. (2025).

As duas hipóteses identificam diferenças esperadas entre Câmara e Senado, mas não permitem determinar suas causas.

Se uma hipótese não for confirmada, isso mostra que a diferença institucional esperada não se traduz na diferença na composição ocupacional dos representantes eleitos. Sociologicamente, o resultado revela que Câmara e Senado, apesar de suas regras muito diferentes, recrutam perfis profissionais mais semelhantes do que se previa. Isso sugere que outros fatores políticos ou sociais podem vir a influenciar o fenômeno antes mesmo da votação eleitoral. Este estudo não identifica causalmente o peso de cada mecanismo alternativo, mas mostra que maior abertura eleitoral não produz necessariamente maior diversidade social entre os vencedores.

3. Dados e estratégia de análise

3.1 Banco, unidade e classificação

Os dados utilizados neste paper provêm do “Portal de Dados Abertos do TSE” (<https://dadosabertos.tse.jus.br/>).

O universo reúne todos os deputados federais e senadores eleitos nas sete eleições gerais entre 1998 e 2022: 3.591 registros da Câmara e 270 do Senado. A análise principal inclui 3.342 deputados e 248 senadores, totalizando 3.590 casos. São excluídas as categorias “outros”, “não informada” e “aposentado”, que não fornecem conteúdo ocupacional útil. A sensibilidade reinclui essas categorias numa classificação de 15 grupos.

Tabela 1. Registros totais, incluídos e excluídos da análise ocupacional, por Casa e eleição, 1998–2022

Casa	Eleição	N total	N incluídos	N excluídos	% excl.
Câmara	1998	513	444	69	13,5
	2002	513	454	59	11,5
	2006	513	490	23	4,5
	2010	513	481	32	6,2
	2014	513	486	27	5,3
	2018	513	488	25	4,9
	2022	513	499	14	2,7
Subtotal Câmara		3591	3342	249	6,9
Senado	1998	27	25	2	7,4
	2002	54	48	6	11,1
	2006	27	24	3	11,1
	2010	54	50	4	7,4
	2014	27	24	3	11,1
	2018	54	52	2	3,7
	2022	27	25	2	7,4
Subtotal Senado		270	248	22	8,1
Total		3861	3590	271	7,0

Nota: excluem-se 178 registros em “outros”, 68 sem ocupação informada e 25 aposentados.

Fonte: TSE; elaboração própria.

A parcela de casos excluídos por falta de informação classificável é semelhante nas duas Casas (~7%), mas diminui bastante na Câmara ao longo do período (2,7%). Essa queda deve ser interpretada com muita cautela. O aumento dos registros classificáveis pode decorrer de mudanças na forma como os candidatos declaram sua ocupação ou nos critérios utilizados para codificá-la. Mas o que interessa é que os testes adicionais mostram que a redução dos casos sem classificação, isoladamente, não explica os principais resultados.

As denominações originais dos eleitos foram harmonizadas numa classificação de doze categorias. O mapa completo entre ocupações originais do TSE e categorias analíticas acompanha a planilha de reprodução dos dados do paper. O Apêndice B mostra como as doze categorias se agregam ou se expandem em cinco especificações: 15 categorias com

residuais; 12 categorias sociais; 9 estritamente ocupacionais; 9 macrogrupos sociais; e 6 macrocategorias ocupacionais.

Tabela 2. Distribuição dos eleitos nas 12 categorias ocupacionais da análise principal, por Casa, 1998–2022

Categoria	N Câmara	% Câmara	N Senado	% Senado	N total
Políticos de carreira	1578	47,2	108	43,5	1686
Outros profissionais liberais	692	20,7	65	26,2	757
Advogados	358	10,7	22	8,9	380
Empresários e gestores	345	10,3	27	10,9	372
Professores de todos os níveis	112	3,4	11	4,4	123
Funcionários públicos	86	2,6	7	2,8	93
Trabalhadores manuais e agrícolas	77	2,3	4	1,6	81
Forças policiais	47	1,4	4	1,6	51
Sacerdotes e religiosos	26	0,8	0	0,0	26
Estudantes	18	0,5	0	0,0	18
Trabalho doméstico não remunerado	2	0,1	0	0,0	2
Assessores políticos	1	0,0	0	0,0	1
Total	3342	100,0	248	100,0	3590

Nota: percentuais calculados dentro de cada casa. A variável é a ocupação autodeclarada ao TSE.

Fonte: TSE; elaboração própria.

3.2 Diversidade realizada e diversidade condicional

As medidas utilizadas neste artigo não são intercambiáveis. Elas respondem a três perguntas distintas. A primeira é: *quanta diversidade ocupacional existe dentro de cada Casa?* A segunda é: *quanto as distribuições ocupacionais da Câmara e do Senado diferem entre si?* A terceira é: *em que medida esquerda e direita recrutam eleitos com perfis ocupacionais distintos?* Riqueza (K), Shannon (H) e Simpson (D) respondem à primeira pergunta; variação total e Jensen-Shannon, à segunda; e Theil corrigido, à terceira.

Para medir a diversidade dentro de cada Casa, precisamos distinguir duas formas de comparação. A diversidade realizada considera *todos os parlamentares eleitos* e mostra a variedade ocupacional efetivamente produzida por cada instituição em uma eleição. Nesse caso, o número de cadeiras faz parte do resultado. Como a Câmara elege aproximadamente 500 deputados, tem mais oportunidades de incluir ocupações raras do que o Senado, que elege apenas 27 ou 54 senadores.

A *diversidade condicional ao tamanho da coorte* responde a outra pergunta: qual seria a diversidade da Câmara se observássemos nela o mesmo número de eleitos do Senado? Para fazer essa comparação, extraímos repetidamente da Câmara grupos com o mesmo tamanho da coorte senatorial. Esse procedimento, denominado “rarefação”, permite verificar se uma diferença entre as Casas decorre da distribuição das ocupações ou apenas do maior número de deputados eleitos. A comparação condicional não substitui a diversidade realizada. Ela retira o efeito imediato do número de cadeiras, que também constitui uma característica institucional relevante.

Utilizamos três indicadores para medir a diversidade dentro de cada Casa. O primeiro é a riqueza ocupacional, representada por K , que corresponde simplesmente ao número de categorias presentes. Se uma coorte contém políticos de carreira, advogados, empresários, professores e trabalhadores, então $K = 5$. Essa medida é particularmente sensível ao número de casos: quanto maior a coorte, maior a probabilidade de encontrar ocupações pouco frequentes.

O segundo é o índice de Shannon:

$$H = -\sum_i p_i \ln p_i$$

Nessa fórmula, p_i representa a proporção de eleitos pertencentes à categoria ocupacional i . Shannon considera simultaneamente o número de categorias e a maneira como os eleitos se distribuem entre elas. Seu valor aumenta quando existem mais categorias e quando a distribuição é menos concentrada. O índice também atribui algum peso às categorias raras. Entretanto, quando o número de observações é pequeno, o valor calculado tende a subestimar a diversidade existente (Shannon, 1948a, 1948b; Paninski, 2003).

O terceiro é o índice de Simpson com correção para *amostras finitas* (a fórmula considera que o grupo tem tamanho limitado e que cada pessoa só pode ser sorteada uma vez):

$$D = 1 - \frac{\sum_i n_i(n_i - 1)}{N(N - 1)}$$

Nessa fórmula, n_i é o número de eleitos da categoria i , e N é o total de eleitos da coorte. O índice pode ser interpretado como a probabilidade de duas pessoas sorteadas, sem que a primeira possa ser sorteada novamente, pertencerem a categorias ocupacionais diferentes. Quanto maior essa probabilidade, menor a concentração em poucas ocupações e maior a diversidade.

Simpson reage ao tamanho da coorte de maneira diferente de riqueza e Shannon. Quando reduzimos aleatoriamente o número de casos, sua estimativa se torna menos precisa e varia mais entre os sorteios, mas a média obtida em muitas repetições não é alterada sistematicamente. Por isso, aplicamos a rarefação aos três indicadores. No caso de Simpson, os sorteios repetidos funcionam também como uma verificação de Monte Carlo, isto é, usam muitos sorteios aleatórios repetidos para confirmar se a média dos resultados permanece próxima do valor teoricamente esperado.

Riqueza, Shannon e Simpson permitem comparar o nível de diversidade das Casas, mas não mostram se Câmara e Senado são compostos pelas mesmas ocupações. Duas distribuições podem apresentar valores semelhantes nesses índices e, ainda assim, concentrar seus eleitos em categorias ocupacionais diferentes.

Para examinar essa segunda questão, utilizamos a distância de variação total e a divergência de Jensen-Shannon. As duas medidas comparam as proporções das doze categorias ocupacionais nas Casas. Valores próximos de zero indicam distribuições semelhantes e valores maiores indicam diferenças mais acentuadas. Essas medidas não informam qual Casa é mais diversa. Elas mostram apenas quanto os dois perfis ocupacionais se afastam. Seus procedimentos são detalhados na seção 3.4.

Como essas medidas não são usuais na Ciência Política e sustentam uma conclusão substantiva do artigo, convém apresentar suas fórmulas e definir seus elementos. As duas

medidas comparam a forma completa das distribuições ocupacionais da Câmara e do Senado; elas não indicam qual Casa possui maior diversidade.

3.2.1 Distância de variação total

A distância de variação total é definida por:

$$TV(P, Q) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^K |p_i - q_i|$$

Onde:

P e Q: distribuições ocupacionais da Câmara e do Senado, respectivamente.

p_i e q_i : proporções da categoria ocupacional i em cada uma das duas Casas.

K: número total de categorias ocupacionais consideradas na classificação.

O índice varia de 0, quando as distribuições são idênticas, a 1, quando não compartilham nenhuma categoria. Substantivamente, ele indica a menor parcela da distribuição que precisaria ser redistribuída entre as categorias para tornar iguais as composições das duas Casas. Assim, um valor de 0,20 significa que 20% da massa da distribuição teria de mudar de categoria para que Câmara e Senado apresentassem a mesma composição ocupacional.

3.2.2 Divergência de Jensen-Shannon

A divergência de Jensen-Shannon é definida por:

$$JS(P, Q) = \frac{1}{2} KL(P \parallel M) + \frac{1}{2} KL(Q \parallel M)$$

$$M = (P + Q)/2$$

$$KL(P \parallel M) = \sum_{i=1}^K p_i \ln(p_i/m_i)$$

Onde:

P e Q: distribuições ocupacionais da Câmara e do Senado.

M: distribuição média entre P e Q.

m_i : proporção da categoria i na distribuição média M.

KL: divergência de Kullback-Leibler entre uma distribuição e a distribuição média.

ln: logaritmo natural; se outra base for utilizada, ela deve ser informada.

Valores próximos de zero indicam composições ocupacionais semelhantes; valores maiores indicam diferenças mais acentuadas. É indispensável informar a base do logaritmo: com logaritmo natural, a divergência varia de 0 a $\ln(2)$; com logaritmo de base 2, varia de 0 a 1.

A terceira pergunta diz respeito à diferenciação ideológica.

Para saber se esquerda e direita recrutam eleitos com perfis ocupacionais distintos, utilizamos a razão de Theil corrigida.

3.2.3 Razão de Theil corrigida

Nesta aplicação, o indicador mede quanto o conhecimento do bloco ideológico reduz a incerteza sobre a ocupação de um parlamentar. Um valor igual a zero indica que saber se o eleito pertence à esquerda ou à direita não ajuda a prever sua ocupação. Valores maiores indicam que os blocos apresentam composições ocupacionais mais distintas. Como grupos pequenos podem produzir uma diferenciação artificialmente elevada, corrigimos esse viés por meio de permutações.

Para saber se esquerda e direita recrutam eleitos com perfis ocupacionais distintos, utilizamos a razão de Theil. Nesta aplicação, ela mede a parcela da incerteza sobre a ocupação que é reduzida quando conhecemos o bloco ideológico do parlamentar. A razão observada é:

$$T_{\text{obs}} = \frac{I(\mathbf{O}; \mathbf{B})}{H(\mathbf{O})} = \frac{H(\mathbf{O}) - H(\mathbf{O} | \mathbf{B})}{H(\mathbf{O})}$$

A entropia ocupacional total e a entropia ocupacional média dentro dos blocos são calculadas, respectivamente, por:

$$H(\mathbf{O}) = - \sum_{i=1}^K p_i \ln p_i$$

$$H(\mathbf{O} | \mathbf{B}) = \sum_{b=1}^G w_b H(\mathbf{O} | \mathbf{B} = b)$$

Onde:

O: categoria ocupacional declarada pelo parlamentar.

B: bloco ideológico; nesta análise, esquerda ou direita.

H(O): entropia da distribuição ocupacional no conjunto dos eleitos da Casa e da eleição.

H(O | B): média ponderada da entropia ocupacional calculada separadamente dentro de cada bloco.

I(O;B): informação mútua entre ocupação e bloco; corresponde à redução da incerteza ocupacional ao conhecermos o bloco.

p_i: proporção de eleitos na categoria ocupacional *i*.

w_b: peso do bloco *b* na coorte, calculado como N_b/N .

K e G: números de categorias ocupacionais e de blocos ideológicos; na análise principal, $K = 12$ e $G = 2$.

3.2.3.1 Correção do viés em grupos pequenos

A informação mútua empírica tende a ser positiva mesmo quando ocupação e ideologia são independentes, sobretudo quando os grupos contêm poucos casos. Para

estimar essa diferenciação produzida apenas pelo tamanho e pelas margens observadas, embaralhamos os rótulos ideológicos 10.000 vezes dentro de cada combinação de Casa e eleição. Em cada permutação, recalculamos a razão de Theil. A média sob independência é:

$$E_0[T] = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R T^{(r)}$$

R: número de permutações; neste artigo, $R = 10.000$.

$T^{(r)}$: razão de Theil obtida na permutação r .

$E_0[T]$: valor médio esperado da razão de Theil quando não há associação entre ocupação e bloco, preservadas as margens observadas.

Aplicamos uma correção subtrativa, isto é, retiramos da razão observada a parcela esperada apenas por acaso:

$$T_{\text{corr}} = T_{\text{obs}} - E_0[T]$$

Antes da correção, T varia de 0 a 1. Um valor igual a 0 indica que o bloco ideológico não reduz a incerteza sobre a ocupação; valores maiores indicam composições ocupacionais mais distintas entre esquerda e direita. Depois da correção subtrativa, o valor corrigido pode ser negativo. Um valor corrigido igual a 0 significa que a diferenciação observada é exatamente a esperada sob independência; um valor positivo indica diferenciação além do esperado por acaso; e um valor negativo indica diferenciação menor que a média obtida nas permutações. A correção não transforma o resultado em uma nova escala de 0 a 1.

Substantivamente, a comparação entre as Casas pergunta se conhecer o bloco ideológico ajuda mais a antecipar a ocupação de um deputado do que a de um senador. Ela não mede diferenças entre partidos individuais e pode ocultar heterogeneidade dentro da esquerda e da direita.

O procedimento é apresentado na seção 3.5.

Tabela 3. Medidas da composição ocupacional: pergunta substantiva, interpretação e função na análise

Medida	Pergunta substantiva	Interpretação	Função analítica
Riqueza (K)	<i>Quantas</i> categorias ocupacionais aparecem?	Conta as categorias presentes; cresce fortemente com o número de eleitos.	Mede a diversidade realizada e testa H1 após a rarefação.
Shannon	Quão ampla e equilibrada é a <i>distribuição</i> ?	Aumenta com o número de categorias e com o equilíbrio entre elas; considera categorias raras.	Mede a diversidade realizada e testa H1 após a rarefação.
Simpson corrigido	As ocupações estão <i>concentradas</i> em poucas categorias?	Expressa a probabilidade de dois eleitos pertencerem a categorias diferentes.	Mede a diversidade realizada e testa H1 após a rarefação.

Medida	Pergunta substantiva	Interpretação	Função analítica
Varição total e Jensen-Shannon	Quanto as composições ocupacionais das Casas <i>diferem</i> ?	Comparam as proporções das categorias, mas não indicam qual Casa é mais diversa.	Examinam a forma completa das distribuições.
Theil corrigido	Esquerda e direita recrutam perfis ocupacionais <i>diferentes</i> ?	Mede quanto o bloco ideológico ajuda a prever a ocupação.	Testa H2.

Nota: as medidas são complementares. Valores semelhantes de riqueza, Shannon ou Simpson não significam que Câmara e Senado sejam compostos pelas mesmas ocupações.

Não dividimos Shannon por $\ln K$, porque essa normalização transforma o índice em uma medida de equilíbrio apenas entre as categorias observadas. Se duas categorias estiverem igualmente representadas, o resultado normalizado será máximo, mesmo que outras dez categorias estejam ausentes. Como este paper considera a presença ou ausência de categorias parte da diversidade, essa normalização seria inadequada. Também não dividimos Simpson por $(K - 1)/K$. Esse valor corresponde ao limite de outra formulação do índice e não ao máximo exato da versão sem reposição utilizada aqui. Para o estimador adotado, o valor máximo depende tanto do número de casos (N) quanto do número de categorias (K) e da distribuição mais equilibrada possível dos casos entre as categorias. Quando $N = qK + r$, esse máximo é determinado pelo quociente q e pelo resto r , conforme demonstrado no Apêndice A.

3.3 Rarefação, inferência e sensibilidade

A rarefação (Gotelli & Colwell, 2001; Hurlbert, 1971) permite comparar Câmara e Senado *como se as duas Casas elegeassem o mesmo número de parlamentares*. Por exemplo, quando são eleitos 54 senadores, sorteamos 54 deputados entre os eleitos naquele ano, sem repetir nenhum deputado no mesmo sorteio. Repetimos esse procedimento 10.000 vezes e, em cada repetição, calculamos riqueza ocupacional (K), Shannon e Simpson. A média dessas 10.000 subamostras representa a diversidade esperada da Câmara com o mesmo número de casos do Senado.

Para cada eleição, subtraímos o valor observado no Senado da média obtida para a Câmara rarefeita. Um resultado positivo indica maior diversidade na Câmara; um resultado negativo, maior diversidade no Senado. Aplicamos o teste bilateral exato de Wilcoxon, que serve para verificar se as diferenças entre Câmara e Senado se concentram sistematicamente acima ou abaixo de zero, sem pressupor distribuição normal, às sete diferenças anuais para verificar se elas favorecem sistematicamente uma das Casas. Os intervalos de confiança de 95% foram calculados por 10.000 reamostragens dos sete pares eleitorais.

Como analisamos apenas sete eleições, um único pleito pode influenciar fortemente o resultado. Por isso, mostramos a direção da diferença em cada ano e repetimos a análise retirando uma eleição de cada vez, com atenção especial a 2002, único ano que contraria o padrão predominante. Também repetimos o teste com cinco formas de agrupar as ocupações. O objetivo não é escolher a classificação que produz o menor valor de p , mas verificar se a conclusão depende da taxonomia adotada.

Para que os resultados possam ser reproduzidos, todos os sorteios utilizam o gerador PCG64 e a semente 20260721. Rarefação, bootstrap e permutações utilizam sequências aleatórias independentes.

3.4 Forma das distribuições

Índices de diversidade iguais não implicam recrutamento igual. Duas casas podem ter o mesmo Simpson e concentrar-se em categorias diferentes. Para comparar a forma completa das distribuições de doze categorias, calculamos a distância de variação total,

$$TV(P, Q) = \frac{1}{2} \sum_i |p_i - q_i|,$$

e a divergência de Jensen–Shannon, simétrica e finita mesmo com zeros (Lin, 1991).

Também aplicamos teste de homogeneidade por permutação do *qui-quadrado*, preservando o tamanho de cada Casa. Esses procedimentos avaliam se há contraste distributivo amplo; não são testes de equivalência e não definem uma diferença substantivamente irrelevante *a priori*.

3.5 Blocos ideológicos e correção do Theil

A H2 prevê que a separação ocupacional entre esquerda e direita seja maior na Câmara do que no Senado. Para avaliá-la, calculamos a razão de Theil, $T = I(O; B)/H(O)$, que indica quanto o bloco ideológico ajuda a conhecer a ocupação do parlamentar. Se esquerda e direita apresentam proporções ocupacionais semelhantes, conhecer o bloco acrescenta pouca informação e T se aproxima de zero. Se, por exemplo, professores e trabalhadores se concentram na esquerda, enquanto empresários e profissionais liberais se concentram na direita, o bloco ajuda a prever a ocupação e T aumenta.

Como diferenças desse tipo podem surgir ao acaso, sobretudo entre os poucos senadores eleitos, embaralhamos 10.000 vezes os rótulos de esquerda e direita, separadamente em cada Casa e em cada eleição. Em cada embaralhamento, mantivemos inalterados o número de parlamentares de cada bloco e a quantidade de eleitos em cada ocupação. A diferenciação média produzida por esses sorteios foi descontada do valor observado. Comparamos então os valores corrigidos da Câmara e do Senado: a H2 será corroborada se a associação entre bloco ideológico e ocupação for sistematicamente maior na Câmara.

Em cada Casa e eleição, subtraímos da associação observada entre bloco ideológico e ocupação a associação média produzida pelos 10.000 embaralhamentos.

$$T_{corr} = T_{obs} - E_0[T].$$

Assim, zero indica que a diferenciação observada não supera aquela esperada ao acaso, mantendo-se o mesmo número de parlamentares por bloco e ocupação. Valores negativos indicam diferenciação menor que a esperada ao acaso, e não uma associação inversa. Não transformamos o índice para uma escala de 0 a 1 porque seu máximo possível varia conforme a composição dos grupos. Para testar a H2, comparamos os valores corrigidos da Câmara e do Senado nas sete eleições mediante o teste exato de Wilcoxon. A H2 será corroborada se a diferenciação entre esquerda e direita for sistematicamente maior

na Câmara. O resultado excepcional do Senado em 2018 é apenas exploratório: como examinamos sete eleições e não aplicamos correção para comparações múltiplas, ele não pode ser interpretado isoladamente como uma descoberta confirmatória.

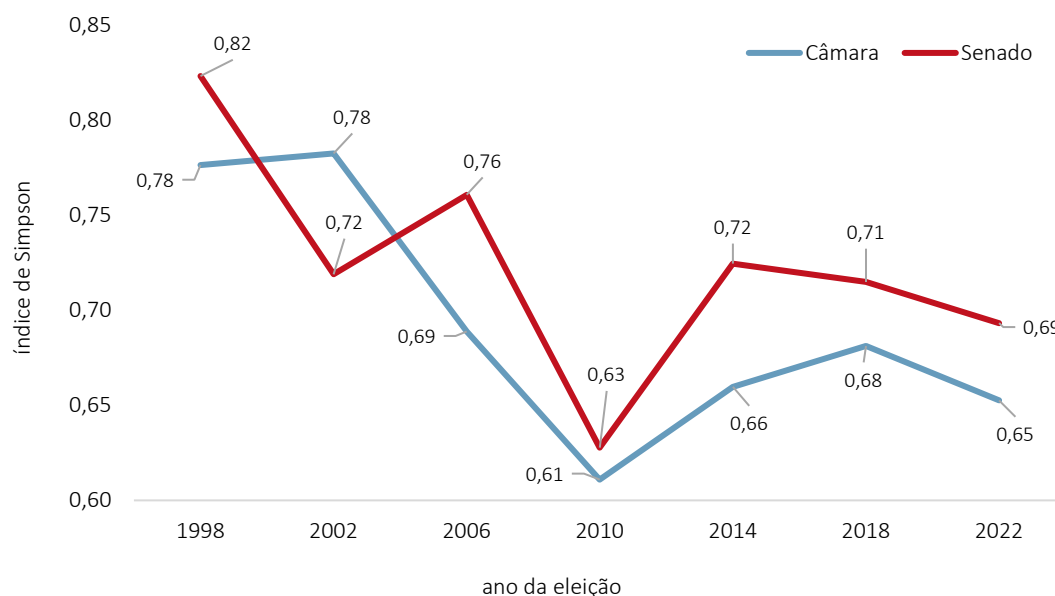
4. Resultados

4.1 A diversidade efetivamente realizada

Nas coortes completas, a Câmara dos Deputados apresenta maior riqueza ocupacional e maior índice de Shannon: em média, são 10,43 categorias e Shannon de 1,539, contra 6,29 categorias e 1,447 no Senado. O índice de Simpson, menos sensível a categorias raras, é maior no Senado: 0,723, contra 0,693 na Câmara. Não há contradição entre os resultados. Como elege mais parlamentares, a Câmara incorpora maior número de ocupações, sobretudo as menos frequentes. O Senado apresenta menos categorias, mas uma distribuição ligeiramente menos concentrada nas ocupações predominantes.

Em síntese, a Câmara tem maior amplitude ocupacional; o Senado, maior equilíbrio distributivo.

Figura 1. Evolução da diversidade ocupacional nas coortes completas da Câmara e do Senado: índice de Simpson com correção para amostras finitas, 1998–2022



Fonte: TSE; elaboração própria.

Na Câmara, o índice de Simpson caiu de 0,78, em 1998, para 0,65, em 2022. No Senado, passou de 0,82 para 0,69. Em ambas as Casas, a redução foi de aproximadamente 16%, indicando trajetórias descritivamente semelhantes. O teste de Mann-Kendall também apresentou o mesmo resultado nas duas séries ($\tau = -0,52$; $p = 0,14$), porque considera a ordem das variações, e não o tamanho exato das quedas. Embora os dados indiquem declínio da diversidade ocupacional, *sete eleições são insuficientes para concluir que existe uma*

tendência geral e duradoura. Tampouco testamos se a velocidade da queda foi estatisticamente igual nas duas Casas

4.2 H1: a vantagem prevista para a Câmara não aparece

Depois de igualado o N entre as duas Casas legislativas pela técnica estatística, H1 não é corroborada.

Simpson é 0,69 na Câmara rarefeita e 0,72 no Senado (Tabela 4); a diferença média é -0,03 e o intervalo inclui zero. Shannon é 1,41 e 1,45, diferença -0,04. A riqueza rarefeita da Câmara, de 6,47 categorias, fica próxima das 6,29 observadas no Senado. Nenhuma medida apresenta a vantagem da Câmara prevista pela hipótese.

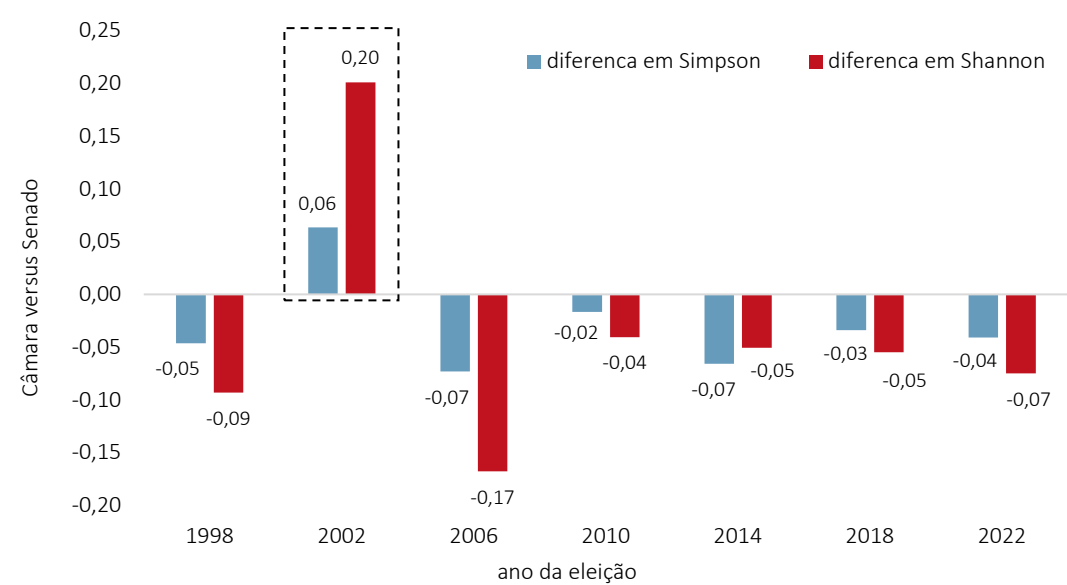
Tabela 4. Diversidade ocupacional após igualar o número de eleitos entre Câmara e Senado: médias, diferenças e teste da H1, 1998–2022

Medida	Câmara raref.	Senado	Diferença	W	p	IC 95%	Sinais
Simpson	0,693	0,723	-0,030	5	0,156	[-0,056; 0,004]	6- / 1+
Shannon	1,407	1,447	-0,040	7	0,297	[-0,105; 0,048]	6- / 1+
Riqueza (K)	6,473	6,286	0,187	8	0,375	[-0,134; 0,504]	3- / 4+

Nota: diferença = Câmara rarefeita menos Senado. Dez mil subamostras e 10.000 bootstraps; Wilcoxon bilateral exato. “- / +” indica eleições com diferença negativa/positiva.

Embora o teste com as sete eleições nacionais consecutivas não indique diferença estatisticamente significativa, seis delas apresentam índices de Shannon e Simpson *menores na Câmara do que no Senado*. A única exceção é 2002. Quando esse pleito é retirado, as diferenças médias são de -0,05 em Shannon e -0,08 em Simpson e tornam-se estatisticamente significativas em ambos os casos ($W = 0$; $p = 0,03$). A riqueza ocupacional continua sem diferença significativa. Portanto, a conclusão depende fortemente de 2002. Ao final, os resultados não sustentam uma semelhança robusta entre Câmara e Senado.

Figura 2. Diferenças por eleição nos índices de Simpson e Shannon entre a Câmara ajustada ao tamanho do Senado e o Senado observado, 1998–2022



Nota: valores positivos indicam maior diversidade na Câmara; valores negativos, maior diversidade no Senado. O pleito de 2002, destacado na figura, é o único em que Shannon e Simpson favorecem simultaneamente a Câmara.

Fonte: TSE; elaboração própria.

Tabela 5. Sensibilidade do teste da H1 a cinco classificações ocupacionais: diferenças entre a Câmara rarefeita e o Senado, 1998–2022

Classificação	Medida	Diferença	W	p	Sinais
15 com residuais	Simpson	-0,039	4	0,109	6–/1+
	Shannon	-0,102	4	0,109	6–/1+
	Riqueza	-0,421	8	0,375	4–/3+
12 sociais (principal)	Simpson	-0,030	5	0,156	6–/1+
	Shannon	-0,040	7	0,297	6–/1+
	Riqueza	0,187	8	0,375	3–/4+
9 ocupacionais	Simpson	-0,039	4	0,109	6–/1+
	Shannon	-0,081	5	0,156	6–/1+
	Riqueza	-0,221	7	0,297	5–/2+
9 macrogrupos	Simpson	-0,029	3	0,078	5–/2+
	Shannon	-0,041	6	0,219	4–/3+
	Riqueza	0,011	13	0,938	4–/3+
6 macrocategorias	Simpson	-0,038	0	0,016	7–/0+
	Shannon	-0,082	0	0,016	7–/0+
	Riqueza	-0,393	2	0,047	6–/1+

Nota: diferença = Câmara rarefeita menos Senado. Valores negativos apontam maior diversidade no Senado. A especificação de 15 categorias reinclui categorias residuais.

A forma de agrupar as ocupações influencia os resultados, mas não altera a conclusão principal: nenhuma das cinco classificações indica maior diversidade na Câmara. Com 15 ou 9 categorias, Shannon e Simpson favorecem predominantemente o Senado, embora as diferenças variem bastante entre as eleições. Quando as ocupações são reunidas em seis grupos mais amplos, o Senado apresenta maior diversidade nos sete pleitos, e as diferenças tornam-se estatisticamente significativas $p = 0,015625$; o número de categorias presentes também favorece o Senado ($p = 0,046875$). Isso reforça a rejeição da hipótese de maior diversidade da Câmara, mas não autoriza afirmar que o Senado seja sempre mais diverso “socialmente”. Classificações mais agregadas destacam o equilíbrio entre grandes grupos ocupacionais, enquanto classificações detalhadas captam diferenças internas mais sutis. Portanto, a conclusão depende, em parte, de qual dimensão da diversidade se pretende medir.

4.3 As distribuições completas não apresentam contraste amplo detectável

Tabela 6. Diferenças entre as distribuições das 12 categorias ocupacionais na Câmara e no Senado: variação total, Jensen–Shannon e teste por permutação, 1998–2022

Eleição	N Câm.	N Sen.	TV	J–S	χ^2	gl	p perm.
Todas as eleições	3342	248	0,076	0,008	9,681	11	0,495
1998	444	25	0,175	0,035	4,506	9	0,840
2002	454	48	0,201	0,046	11,869	9	0,205
2006	490	24	0,132	0,024	3,787	10	0,813
2010	481	50	0,064	0,012	3,677	9	0,900
2014	486	24	0,233	0,049	7,766	10	0,505
2018	488	52	0,113	0,025	6,226	9	0,622
2022	499	25	0,101	0,023	2,659	10	0,969

Nota: 10.000 permutações. Ausência de rejeição não constitui demonstração de equivalência.

Fonte: TSE; elaboração própria.

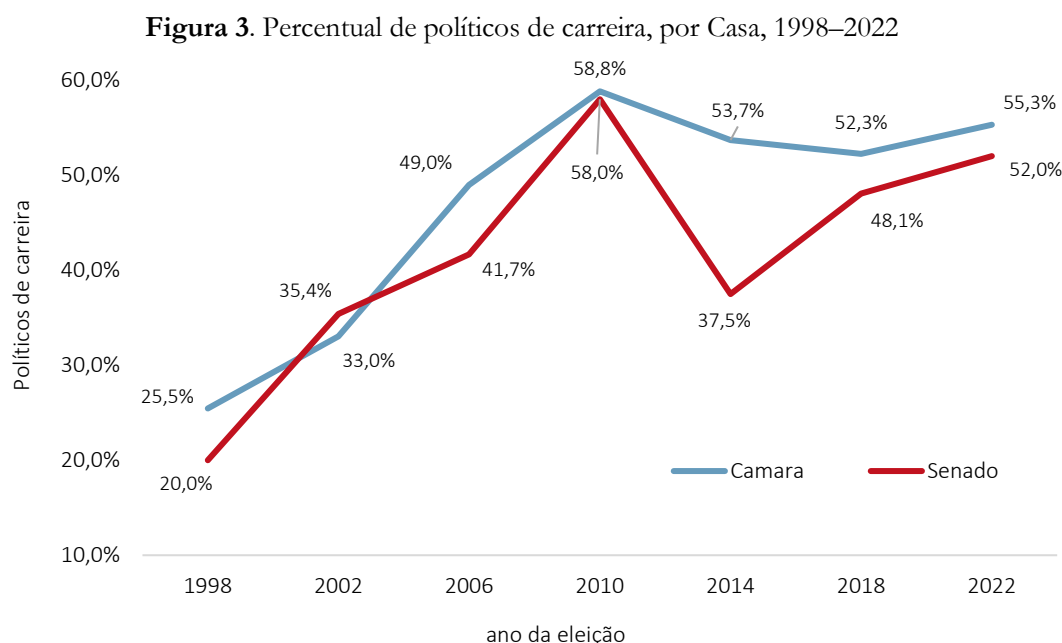
Considerando todo o período, as distribuições ocupacionais das duas Casas são muito semelhantes. A distância de variação total é de 0,08, o que significa que seria necessário redistribuir cerca de 8% dos parlamentares entre as categorias para igualar as duas Casas. A divergência de Jensen–Shannon, de 0,01, também indica pouca diferença. O teste de permutação não identifica uma separação sistemática entre as distribuições ($p = 0,50$). Nas eleições analisadas separadamente, as diferenças variam de 0,06 a 0,23, mas nenhuma é estatisticamente significativa.

Esse resultado complementa a análise de H1.

Além de não haver evidência de maior diversidade na Câmara, também não encontramos uma diferença ampla e consistente na composição ocupacional das duas Casas. Isso não significa, porém, que suas distribuições sejam equivalentes. A ausência de significância pode decorrer do pequeno número de senadores e da variação entre os pleitos.

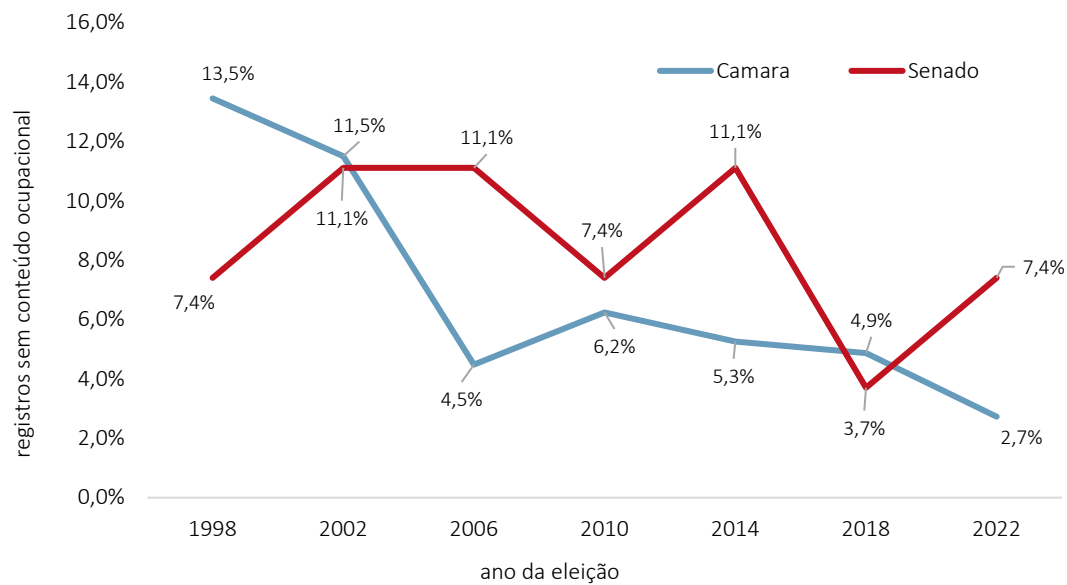
Além disso, a semelhança observada no período todo pode ocultar diferenças específicas de determinadas eleições ou categorias ocupacionais.

4.4 Concentração e declaração de ocupações políticas



Fonte: TSE; elaboração própria.

A mudança mais clara ao longo do período é o crescimento dos *políticos de carreira*. Na Câmara, eles passam de aproximadamente um quarto dos eleitos em 1998 (25,5%) para mais da metade em 2022 (55,3%). No Senado, há um aumento semelhante: de um quinto (20%) para pouco mais da metade (52%). A tendência permanece praticamente inalterada quando incluímos os registros ocupacionais residuais ($\tau = 0,62$), indicando que o resultado não depende dessa decisão de classificação. A redução dos casos “sem informação” ocupacional explica apenas parte do crescimento. Ainda assim, não é possível determinar quanto dessa expansão corresponde à maior profissionalização política dos eleitos e quanto decorre de mudanças na forma como eles declaram suas ocupações ou como essas declarações foram codificadas.

Figura 4. Registros excluídos da análise (%), por Casa, 1998–2022 (“outros”, “não informada” e “aposentado”)

Fonte: TSE; elaboração própria.

O crescimento paralelo nas duas Casas é compatível com a hipótese de valorização crescente da experiência política prévia. Contudo, os dados agregados não demonstram que a profissionalização tenha causado a concentração em “políticos de carreira”. Para testar essa relação, seria necessário reconstruir as trajetórias individuais, considerando a duração da carreira, os mandatos anteriores e a correspondência entre a ocupação declarada e a biografia de cada parlamentar..

4.5 H2: o contraste ideológico bruto é inflado pelo pequeno N

Tabela 7. Diferenciação ocupacional entre esquerda e direita na Câmara e no Senado: razão de Theil observada, esperada ao acaso e corrigida em duas classificações partidárias, 1998–2022

Ideologia	Casa	Observado	$E_0[T]$	Corrigido	W	p
2025 retroativa	Câmara	0,022	0,007	0,015	6	0,219
	Senado	0,089	0,066	0,023	6	0,219
2018/2022 robusta	Câmara	0,022	0,007	0,014	4	0,109
	Senado	0,095	0,067	0,028	4	0,109

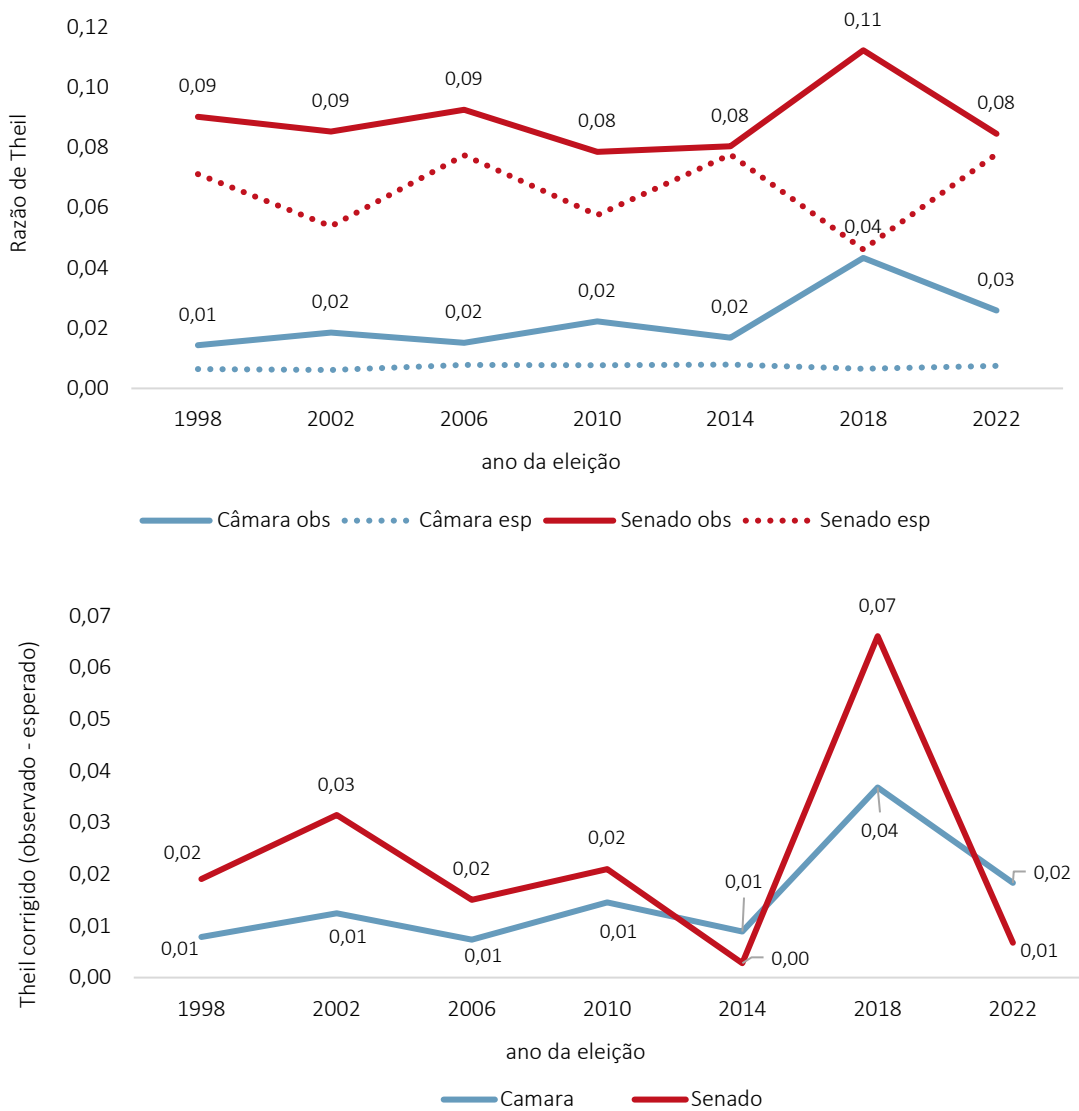
Nota: correção subtrativa, $T_{corr} = T_{obs} - E_0[T]$. W e p comparam Câmara e Senado dentro de cada especificação.

Os valores observados sugerem, à primeira vista, que o bloco ideológico diferencia mais as ocupações no Senado: conhecer o bloco reduz a incerteza sobre a ocupação em

2,2% na Câmara e 8,9% no Senado. Parte dessa diferença, porém, seria produzida ao acaso, sobretudo porque as coortes senatoriais são menores. Depois de descontado esse efeito, restam 1,5% na Câmara e 2,3% no Senado. A diferença entre as Casas não é estatisticamente detectável ($W = 6$; $p = 0,22$). Portanto, os dados não corroboram a H2, segundo a qual partidos de esquerda e de direita apresentariam perfis ocupacionais mais distintos na Câmara.

A mesma conclusão permanece quando utilizamos classificações ideológicas dos partidos correspondentes a cada período: Bolognesi et al. (2023) para 1998–2018 e Bolognesi et al. (2025) para 2022. Os valores corrigidos são de 1,4% na Câmara e 2,8% no Senado, novamente sem diferença estatisticamente detectável ($W = 4$; $p = 0,11$). Logo, o resultado não decorre da aplicação retrospectiva da classificação partidária de 2025.

Figura 5. Razão de Theil observada, esperada e corrigida por Casa legislativa, 1998–2022



Fonte: TSE; elaboração própria.

Em 2018, o Senado apresenta uma diferenciação ocupacional entre esquerda e direita maior do que a esperada ao acaso ($p = 0,01$). Esse resultado, contudo, deve ser tratado como exploratório: corresponde a uma das sete eleições examinadas separadamente e não foi corrigido pelo número de comparações realizadas. Além disso, reunir todos os partidos em apenas dois blocos pode ocultar padrões específicos de recrutamento partidário. A conclusão mais segura é, portanto, limitada: a Câmara não apresenta a maior diferenciação prevista pela H2, enquanto grande parte da diferença inicialmente observada no Senado decorre do pequeno número de eleitos, que tende a ampliar artificialmente a separação entre os blocos.

5. Discussão

O paper não demonstra que Câmara e Senado recrutem parlamentares com perfis ocupacionais semelhantes. Sua conclusão é mais restrita: a H1, segundo a qual a Câmara *deveria apresentar maior diversidade ocupacional*, não é corroborada. Quando comparamos grupos com o mesmo número de eleitos, a Câmara não se mostra mais diversa que o Senado. Ao contrário, os índices de Shannon e Simpson favorecem o Senado em seis das sete eleições. Quando 2002, única exceção, é retirado da análise, essa diferença torna-se estatisticamente detectável. Na classificação mais agregada, com seis grupos ocupacionais, a vantagem do Senado também aparece de forma consistente. Portanto, os resultados permitem rejeitar a direção prevista pela hipótese, *mas não afirmar que as duas Casas sejam iguais*.

Esse achado limita, todavia, uma interpretação simplista do institucionalismo eleitoral. Certas características (representação proporcional e o maior número de cadeiras da Câmara) não produzem *automaticamente* maior diversidade ocupacional por parlamentar eleito. Isso não significa que as instituições sejam irrelevantes. Seus efeitos podem aparecer em outras dimensões, como gênero, raça, patrimônio ou experiência política. Também é possível que mecanismos diferentes se neutralizem: a Câmara pode facilitar a entrada de algumas ocupações, enquanto os partidos aplicam filtros semelhantes *antes* que candidaturas se tornem competitivas. Outra possibilidade é que ambas as Casas recrutem parlamentares de uma mesma oferta nacional, previamente selecionada e cada vez mais composta por profissionais da política.

É importante distinguir duas perguntas. A primeira considera todos os eleitos e pergunta qual diversidade cada Casa efetivamente produz. Nessa comparação, o número de cadeiras faz parte do resultado. Como elege muito mais parlamentares, a Câmara incorpora maior número de categorias, especialmente ocupações raras, e apresenta riqueza e Shannon mais elevados. O Senado reúne menos categorias, mas apresenta maior equilíbrio entre as ocupações predominantes, como mostra o índice de Simpson.

A segunda pergunta compara Câmara e Senado como se as duas Casas tivessem o mesmo número de eleitos. A rarefação faz essa padronização. Por isso, a afirmação de que “a Câmara não é mais diversa” precisa ser qualificada: ela vale quando se controla o número de casos e depende do indicador empregado. Sem essa ressalva, misturam-se dois resultados diferentes: a diversidade efetivamente produzida por cada sistema eleitoral e a diversidade observada quando o tamanho das coortes é igualado.

A comparação das distribuições ocupacionais responde a uma terceira questão. Câmara e Senado podem apresentar valores semelhantes de riqueza, Shannon ou Simpson e, ainda assim, concentrar seus parlamentares em ocupações diferentes. As medidas de variação total e Jensen–Shannon mostram que as distribuições das doze categorias são próximas e que os testes não identificaram uma diferença ampla e sistemática. Isso, porém,

não prova que sejam equivalentes. Para demonstrar equivalência, seria necessário definir previamente *qual diferença seria pequena o suficiente* para ser considerada substantivamente irrelevante. Além disso, a semelhança no conjunto do período pode ocultar diferenças localizadas em determinadas eleições ou categorias.

O fato de os resultados variarem conforme a forma de agrupar as ocupações revela que cada classificação apreende uma dimensão diferente da diversidade. Classificações detalhadas preservam ocupações raras e captam melhor a amplitude do recrutamento. Classificações mais agregadas destacam o equilíbrio entre grandes famílias ocupacionais. Quando usamos apenas seis grupos, a maior presença de políticos de carreira na Câmara torna sua concentração mais visível e a vantagem do Senado aparece com maior nitidez. O paper não deve escolher a classificação que oferece o resultado estatístico mais conveniente. A conclusão relevante é aquela que permanece nas diferentes classificações e nenhuma delas sustenta a maior diversidade da Câmara prevista pela H1.

A análise da diferenciação entre “esquerda” e “direita” conduz a uma conclusão semelhante. Vejamos agora H2. Em grupos pequenos, como as coortes senatoriais, podem surgir diferenças aparentes entre os blocos mesmo quando ideologia e ocupação não estão associadas. Para corrigir esse problema, descontamos a diferenciação que seria esperada apenas ao acaso, mantendo o mesmo número de parlamentares em cada bloco e categoria ocupacional. Depois dessa correção, Câmara dos Deputados e Senado Federal *não apresentam diferenças sistemáticas*. A H2, segundo a qual esquerda e direita recrutariam perfis ocupacionais mais distintos na Câmara, também não é corroborada. A repetição da análise com classificações ideológicas correspondentes a períodos diferentes (considerando esquerda, centro e direita ou apenas esquerda e direita) *produz a mesma conclusão*, indicando que o resultado não depende da aplicação retrospectiva de uma classificação partidária recente.

Três limites devem orientar a interpretação.

Primeiro, sete eleições constituem uma série curta: a análise tem baixa capacidade para detectar diferenças e pode ser fortemente influenciada por um único pleito.

Segundo, *ocupação autodeclarada* não equivale diretamente a origem social ou posição de classe. O crescimento dos “políticos de carreira” pode representar profissionalização efetiva, mas também mudanças na maneira como os candidatos declaram suas ocupações ou como essas declarações são classificadas.

Terceiro, o paper analisa apenas os candidatos eleitos. Sem informações sobre elegíveis, aspirantes, candidatos e derrotados, não é possível determinar em que etapa ocorre a seleção social, se na oferta de candidaturas, nas escolhas das listas partidárias, no financiamento de campanha, na comunicação durante a campanha ou no voto do eleitor.

Esses limites indicam cinco desdobramentos possíveis.

Primeiro, reconstruir trajetórias individuais, combinando ocupação com mandatos anteriores, tempo de carreira, patrimônio, escolaridade, gênero e raça.

Segundo, analisar *todas as etapas do recrutamento* e calcular as taxas de sucesso eleitoral de cada perfil.

Terceiro, desagregar a análise por estado e partido, níveis nos quais a magnitude eleitoral e a seleção de candidaturas operam concretamente.

Quarto, definir margens de equivalência ou empregar modelos probabilísticos que indiquem quais diferenças podem ser descartadas pelos dados.

Quinto, examinar a composição integral do Senado, incluindo tanto os eleitos em cada pleito quanto os senadores que se encontravam no meio do mandato. Essa última análise responderia a uma pergunta distinta: não quem foi recrutado em cada eleição, mas qual composição ocupacional cada Casa apresentava em determinado momento.

6. Conclusão

A contribuição central deste paper é distinguir entre duas formas de “abertura” frequentemente tratadas como equivalentes: a *abertura institucional da competição* e a *abertura social do recrutamento*. A primeira diz respeito à multiplicação de partidos, candidaturas e vias de acesso aos cargos eletivos; a segunda, à incorporação de indivíduos de diferentes grupos sociais e trajetórias de vida. Elas podem estar relacionadas, mas uma não decorre da outra. A representação proporcional e a maior magnitude da Câmara ampliam as oportunidades de competição sem produzir, entre os eleitos, maior diversidade ocupacional por cadeira. Nesse sentido, inclusão institucional não é, automaticamente, *inclusão social*. O número de candidaturas informa quão aberto é o espaço da disputa, e não quem atravessa os mecanismos de seleção e ocupa as posições de representação.

Isso não torna as regras eleitorais irrelevantes. Na realidade, tudo isso delimita o que elas podem explicar. Entre a abertura formal das oportunidades e a composição social da representação existe um processo de conversão que não se deduz das regras. O achado temporal indica sua direção e é o que mais resiste: a expansão dos que declaram a política como ocupação, que é simultânea nas duas Casas, aponta para a convergência ao perfil do profissional da política. Se a interpretação por *profissionalização* estiver correta, o fechamento observado opera menos pela exclusão de categorias que pela conversão do capital político acumulado em condição de entrada. É essa a distinção final entre diversidade ocupacional e abertura social: a composição pode permanecer variada na superfície enquanto a porta de entrada se estreita.

A implicação para a teoria da representação é a seguinte. Pluralização institucional e diversificação social do recrutamento são processos analiticamente distintos e devem ser observados em separado: um sistema eleitoral pode ampliar a competição sem alterar, na mesma proporção, as bases sociais de quem chega ao Parlamento. Avaliar a abertura de um sistema representativo exige, então, examinar não só quantas oportunidades de ingresso ele oferece, mas quais grupos conseguem convertê-las em mandato. Segue daí uma implicação para o bicameralismo: se duas casas pensadas para encarnar princípios distintos recrutam de um mesmo estrato por portas diferentes, a diferença entre elas é mais procedimental que sociológica, e o problema seguinte não é a regra eleitoral, mas o fechamento do campo político que a precede. É isso que precisa ser estudado.

Apêndice A. Índices, procedimentos e resultados completos

A.1 Riqueza, Shannon e Simpson

Riqueza é o número de categorias com pelo menos um eleito.

Shannon combina variedade e equilíbrio.

Simpson corrigido é a probabilidade de dois eleitos sorteados sem reposição pertencerem a categorias diferentes. K é muito sensível ao tamanho; o Shannon empírico é enviesado para baixo em amostras pequenas; Simpson é invariável em expectativa sob subamostragem aleatória, embora se torne menos preciso (Hurlbert, 1971; Shannon, 1948a, 1948b; Simpson, 1949).

A.2 Teto exato de Simpson

Quando N não é divisível por K , a distribuição mais equilibrada contém r categorias com $q + 1$ casos e $K - r$ categorias com q casos, onde $N = qK + r$. O teto exato da versão sem reposição é:

$$D_{max} = 1 - \frac{r(q + 1)q + (K - r)q(q - 1)}{N(N - 1)}.$$

Isso explica por que $(K - 1)/K$ não é um denominador correto em todos os casos.

A.3 Rarefação por eleição

Tabela A.1. Diversidade ocupacional por eleição após igualar o número de eleitos: Câmara rarefeita e Senado, 1998–2022

Eleição	N	D Câm.	D Sen.	H Câm.	H Sen.	K Câm.	K Sen.
1998	25	0,777	0,823	1,552	1,645	6,284	6
2002	48	0,782	0,719	1,668	1,467	7,840	7
2006	24	0,688	0,761	1,323	1,490	5,497	6
2010	50	0,611	0,628	1,268	1,309	6,854	7
2014	24	0,659	0,725	1,285	1,335	5,585	5
2018	52	0,681	0,715	1,455	1,510	7,395	7
2022	25	0,652	0,693	1,301	1,376	5,858	6

Nota: valores da Câmara são médias de 10.000 subamostras; Senado observado. D = Simpson; H = Shannon.

A.4 Sensibilidade à retirada de 2002

Tabela A.2. Sensibilidade dos resultados da H1 à exclusão de 2002: diferenças médias entre a Câmara rarefeita e o Senado

Medida	Dif. completa	p completa	Dif. sem 2002	p sem 2002
Simpson	-0,030	0,156	-0,046	0,031
Shannon	-0,040	0,297	-0,080	0,031
Riqueza (K)	0,187	0,375	0,079	0,688

Nota: Wilcoxon bilateral exato; seis pares na análise sem 2002. Diferença = Câmara rarefeita menos Senado.

A.5 Forma das distribuições

A variação total pode ser lida como a parcela mínima de massa que precisaria mudar de categoria para tornar duas distribuições iguais. Jensen–Shannon resume a divergência simétrica entre elas. Os testes de permutação embaralham a casa mantendo margens globais e os tamanhos observados. Nenhuma dessas operações constitui teste de equivalência.

A.6 Theil por eleição

Tabela A.3. Diferenciação ocupacional entre esquerda e direita por Casa e eleição: razão de Theil observada, esperada ao acaso e corrigida, 1998–2022

Casa	Eleição	N	Observado	Esperado	Corrigido	<i>p</i> perm.
Câmara	1998	444	0,014	0,006	0,008	0,012
	2002	454	0,019	0,006	0,012	< 0,001
	2006	490	0,015	0,008	0,007	0,019
	2010	481	0,022	0,008	0,015	< 0,001
	2014	486	0,017	0,008	0,009	0,010
	2018	488	0,043	0,007	0,037	< 0,001
	2022	499	0,026	0,008	0,018	< 0,001
Senado	1998	25	0,090	0,071	0,019	0,272
	2002	48	0,085	0,054	0,031	0,104
	2006	24	0,092	0,077	0,015	0,382
	2010	50	0,079	0,058	0,021	0,183
	2014	24	0,080	0,078	0,003	0,417
	2018	52	0,112	0,046	0,066	0,009
	2022	25	0,085	0,078	0,007	0,431

Nota: classificação de 2025 aplicada retrospectivamente; 10.000 permutações por casa e eleição.

A.7 Regra de interpretação

“Não corroborada” significa que o padrão direcional previsto não foi encontrado. Não significa que a hipótese oposta esteja demonstrada. “Não detectável” significa que o teste não rejeitou a referência nula nas condições da análise; não equivale a identidade substantiva. A baixa potência, os sinais por eleição, os intervalos e as sensibilidades devem ser lidos conjuntamente.

A.8 Síntese didática das hipóteses

Quadro A.4. Hipóteses e análise exploratória: expectativas, resultados, interpretação, status e procedimentos

Leitura orientada: hipótese → expectativa empírica → resultado → interpretação → status → procedimento

Hipótese	O que se esperava observar	Resultado encontrado	Como interpretar o resultado	Status	Procedimento utilizado
H1 Depois de igualado o tamanho das coortes, o Senado apresenta menor diversidade ocupacional que a Câmara.	Raciocínio: se as regras eleitorais da Câmara favorecem a entrada de perfis sociais mais variados, ela deveria apresentar valores superiores nos três indicadores. Indicadores esperados: número de categorias ocupacionais, Shannon e Simpson. Condição da comparação: igualar o número de deputados e senadores observados.	Especificação principal: nenhuma medida apresentou a vantagem prevista para a Câmara. Simpson: Câmara = 0,693; Senado = 0,723; diferença = −0,030; p = 0,156. Shannon: Câmara = 1,407; Senado = 1,447; diferença = −0,040; p = 0,297. Número de categorias: Câmara = 6,473; Senado = 6,286; diferença = 0,187; p = 0,375. Sensibilidade: Simpson e Shannon favorecem o Senado em 6/7 eleições; sem 2002, ambos resultam em p = 0,031. Com seis macrocategorias, os três indicadores favorecem o Senado.	Conclusão estabelecida: a maior diversidade esperada para a Câmara não aparece depois de igualar o número de observações. Direção das estimativas: frequentemente aponta para o Senado, mas depende de 2002 e da resolução classificatória. Cuidado lógico: o resultado não prova equivalência entre as casas nem autoriza uma tese geral de superioridade senatorial.	NÃO CORROBORADA	1. Rarefação: em cada eleição, foram sorteadas 10.000 subamostras da Câmara com o mesmo tamanho da coorte senatorial. 2. Comparação: as médias rarefeitas foram comparadas aos valores do Senado pelo teste exato de Wilcoxon, usando as sete eleições como pares. 3. Robustez: <i>bootstrap</i> , exclusão sucessiva de cada eleição, análise específica sem 2002 e cinco classificações ocupacionais: 15, 12, duas de 9 e 6 categorias.
H2 A parcela da diversidade ocupacional associada à diferença entre esquerda e direita é maior na Câmara que no Senado.	Raciocínio: se os blocos ideológicos recrutam grupos ocupacionais diferentes e essa segmentação é mais forte no sistema proporcional, conhecer o bloco de um deputado deveria ajudar mais a prever sua ocupação do que conhecer o bloco de um senador. Padrão esperado: o componente entre esquerda e direita deveria ser maior na Câmara.	Valores brutos: Câmara = 0,022; Senado = 0,089. Valor esperado apenas pelo efeito das pequenas amostras: Câmara = 0,007; Senado = 0,066. Valores corrigidos: Câmara = 0,015; Senado = 0,023. Contraste entre as casas: W = 6; p = 0,219. Na classificação ideológica temporalmente robusta: 0,014 e 0,028; W = 4; p = 0,109.	Hipótese: a Câmara não apresentou a maior diferenciação prevista. Senado: a aparente vantagem bruta é amplamente inflada pelo pequeno número de casos nos grupos ideológicos. Conclusão substantiva: esquerda e direita explicam apenas uma parcela reduzida da diversidade ocupacional em ambas as casas. Limite: agregar os partidos em apenas dois blocos pode ocultar diferenças relevantes entre eles.	NÃO CORROBORADA	1. Medida: calculou-se a razão de Theil, que indica quanto conhecer o bloco ideológico reduz a incerteza sobre a ocupação. 2. Correção do viés: como a medida tende a produzir associações artificiais em amostras pequenas, os rótulos ideológicos foram embaralhados 10.000 vezes dentro de cada casa e eleição. 3. Teste e robustez: aplicou-se correção subtrativa, compararam-se os sete pares pelo Wilcoxon exato e repetiu-se a análise com a classificação de 2023 até 2018 e a de 2025 em 2022.
ANÁLISE EXPLORATÓRIA Em 2006 e 2018, a diversidade ocupacional da Câmara apresenta desvio positivo em relação à tendência temporal, e esse desvio é maior que o observado no Senado.	Raciocínio: se crises políticas enfraquecem os padrões habituais de recrutamento, 2006 e 2018 deveriam apresentar diversidade ocupacional acima da tendência histórica. Diferença esperada: como a Câmara oferece mais pontos de entrada eleitoral, esse aumento deveria ser maior nela do que no Senado.	Câmara: desvio praticamente nulo; β = 0,004; p = 0,938. Senado: β = 0,032; p = 0,550. Comparação Câmara – Senado: β = −0,028; p = 0,546. A direção é oposta à prevista, mas o coeficiente é indistinguível de zero.	Resultado: não se detecta o desvio positivo previsto para a Câmara nem abertura maior que a do Senado. Limite empírico: somente duas eleições foram classificadas como crises. Limite conceitual: diversidade ocupacional não mede diretamente renovação política nem entrada de outsiders.	NÃO CORROBORADA EXPLORATÓRIA	1. Modelos: estimaram-se três regressões com o índice de Simpson como variável dependente: uma para a Câmara, outra para o Senado e uma para a diferença entre as casas. 2. Preditores: tendência temporal e uma variável indicadora para 2006 e 2018. 3. Leitura: como cada modelo contém apenas sete observações, os resultados foram interpretados descritivamente.

Nota. K corresponde ao número de categorias presentes. Shannon combina variedade e equilíbrio; Simpson expressa a probabilidade de que dois eleitos pertençam a categorias diferentes. “Não corroborada” significa que o padrão previsto não foi encontrado; não demonstra inexistência, equivalência entre as casas ou superioridade geral do Senado. A antiga H3 foi transferida ao apêndice e é tratada apenas como análise exploratória.

Apêndice B. Robustez da classificação ocupacional

B.1 Correspondência entre resoluções

Quadro B.1. Correspondência entre as cinco classificações ocupacionais utilizadas nos testes de robustez e número de casos

15 categorias	12 principal	9 ocupacionais	9 macrogrupos	6 macro	N
Trabalhadores manuais e agrícolas	Trabalhadores manuais e agrícolas	Trabalhadores manuais e agrícolas	Trabalhadores manuais e agrícolas	Trabalhadores manuais e agrícolas	81
Empresários e gestores	Empresários e gestores	Empresários e gestores	Empresários e gestores	Empresários e gestores	372
Advogados	Advogados	Advogados	Profissionais liberais	Profissionais liberais	380
Outros profissionais liberais	Outros profissionais liberais	Outros profissionais liberais	Profissionais liberais	Profissionais liberais	757
Políticos de carreira	Políticos de carreira	Políticos de carreira	Políticos de carreira	Políticos de carreira	1686
Assessores políticos	Assessores políticos	Assessores políticos	Políticos de carreira	Políticos de carreira	1
Funcionários públicos	Funcionários públicos	Funcionários públicos	Serviço público e forças policiais	Serviço público e forças policiais	93
Forças policiais	Forças policiais	Forças policiais	Serviço público e forças policiais	Serviço público e forças policiais	51
Professores de todos os níveis	Professores de todos os níveis	Professores de todos os níveis	Professores e pesquisadores	Professores e pesquisadores	123
Sacerdotes e religiosos	Sacerdotes e religiosos	Excluída	Sacerdotes e religiosos	Excluída	26
Estudantes	Estudantes	Excluída	Estudantes	Excluída	18
Trabalho doméstico não remunerado	Trabalho doméstico não remunerado	Excluída	Trabalho doméstico não remunerado	Excluída	2
Aposentados	Excluída	Excluída	Excluída	Excluída	25
Ocupação não informada	Excluída	Excluída	Excluída	Excluída	68
Outros	Excluída	Excluída	Excluída	Excluída	178

Nota: “Excluída” indica que a categoria não integra aquela especificação. O mapa completo das denominações do TSE está na planilha.

O mapa linha a linha das ocupações originais do TSE consta da aba “Mapa_Ocupacoes_TSE” da planilha. A classificação de 15 grupos reinclui “aposentado”, “não informada” e “outros”; a de 12 é a principal; as versões de 9 respondem a critérios distintos — ocupações estritas e macrogrupos sociais —; a de 6 preserva apenas grandes famílias ocupacionais.

B.2 Resultados comparados

Os resultados completos estão no Tabela de robustez da seção 4.2 e na aba “H1_Robustez”. A conclusão comum é que nenhuma resolução produz a maior diversidade da Câmara prevista por H1.

A classificação de seis grupos produz contraste significativo na direção oposta, razão pela qual o texto não descreve o resultado agregado como nulo robusto.

Apêndice C. Classificação partidária por eleição

Quadro C.1. Classificação dos partidos entre esquerda e direita na especificação principal e alterações no teste de robustez, por eleição, 1998–2022

Eleição	Esquerda	Direita	Mudam na robustez
1998	PC do B, PDT, PSB, PT, PV	PFL, PL, PMDB, PMN, PPB, PPS, PRONA, PSC, PSD, PSDB, PSL, PST, PTB	PPS, PV
2002	PC do B, PDT, PSB, PT, PV	PFL, PL, PMDB, PMN, PPB, PPS, PRONA, PSC, PSD, PSDB, PSDC, PSL, PST, PTB	PPS, PV
2006	PC do B, PDT, PSB, PSOL, PT, PV	PAN, PFL, PHS, PL, PMDB, PMN, PP, PPS, PRB, PRONA, PRTB, PSC, PSDB, PT do B, PTB, PTC	PPS, PV
2010	PC do B, PDT, PSB, PSOL, PT, PV	DEM, PHS, PMDB, PMN, PP, PPS, PR, PRB, PRP, PRTB, PSC, PSDB, PSL, PT do B, PTB, PTC	PPS, PV
2014	PC do B, PDT, PSB, PSOL, PT, PV	DEM, PATRIOTA, PHS, PMDB, PMN, PP, PPS, PR, PRB, PROS, PRP, PRTB, PSC, PSD, PSDB, PSDC, PSL, PT do B, PTB, PTC, PTN, SD	PPS, PV
2018	PC do B, PDT, PPL, PSB, PSOL, PT, PV, REDE	AVANTE, DC, DEM, MDB, NOVO, PATRIOTA, PHS, PMN, PODE, PP, PPS, PR, PRB, PROS, PRP, PSC, PSD, PSDB, PSL, PTB, PTC, SOLIDARIEDADE	PPS, PV
2022	PC do B, PDT, PSB, PSOL, PT, PV, REDE	AVANTE, CIDADANIA, MDB, NOVO, PATRIOTA, PL, PODE, PP, PROS, PSC, PSD, PSDB, PTB, REPUBLICANOS, SOLIDARIEDADE, UNIAO, UNIÃO	—

Nota: a robustez usa a rodada de 2018 para 1998–2018 e a classificação de 2025 para 2022. Siglas conforme o banco do TSE.

A especificação principal aplica Bolognesi et al. (2025) a todas as coortes para manter uma regra binária constante. A robustez usa Bolognesi, Ribeiro e Codato (2023) de 1998 a 2018 e a rodada de 2025 em 2022. Na convenção binária, a alteração substantiva para coortes antigas recodifica PPS e PV; o resultado de H2 permanece não corroborado. A relação completa partido–bloco por ano está na aba “Partido_Bloco”.

Apêndice D. Eleições classificadas como crises: análise exploratória

As eleições de 2006 e 2018 foram inicialmente tratadas como possíveis rupturas nos padrões de recrutamento. A escolha envolve apenas dois eventos heterogêneos e sete observações. Por isso, a análise foi retirada do núcleo confirmatório e preservada aqui, sem linguagem causal.

Tabela D.1. Desvios estimados da diversidade ocupacional nas eleições de 2006 e 2018, classificadas como crises: Câmara, Senado e diferença entre as Casas

Série	β crise	EP	t	p	N	gl resid.
Câmara	0,004	0,046	0,083	0,938	7	4
Senado	0,032	0,049	0,652	0,550	7	4
Câmara – Senado	-0,028	0,043	-0,658	0,546	7	4

Nota: modelos com Simpson observado e tendência temporal. Resultados exploratórios, sem interpretação causal.

Na Câmara, o desvio estimado é praticamente nulo; no Senado, positivo e impreciso; na diferença Câmara menos Senado, negativo e impreciso. Não se detecta desvio positivo diferencial nas eleições classificadas como crises. O resultado não mede diretamente renovação, entrada de *outsiders* ou enfraquecimento partidário e não deve ser interpretado como evidência de “ausência de efeito”.

Referências

- Bartels, L. M. (2008). *Unequal democracy: The political economy of the new Gilded Age*. Princeton University Press.
- Best, H., & Cotta, M. (Eds.). (2000). *Parliamentary representatives in Europe 1848–2000: Legislative recruitment and careers in eleven European countries*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198297932.001.0001>
- Bolognesi, B., Perissinotto, R. M., & Codato, A. (2016). Reclutamiento político en Brasil: Mujeres, negros y partidos en las elecciones federales de 2014. *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales*, 61(226), 247–278. [https://doi.org/10.1016/S0185-1918\(16\)30010-1](https://doi.org/10.1016/S0185-1918(16)30010-1)
- Bolognesi, B., Ribeiro, E., & Codato, A. (2023). Uma nova classificação ideológica dos partidos políticos brasileiros. *DADOS*, 66(2), e20210164. <https://doi.org/10.1590/dados.2023.66.2.303>
- Bolognesi, B., Ribeiro, E., Codato, A., & Silva, B. F. da. (2025). O desaparecimento do centro ideológico no sistema partidário brasileiro: a classificação mais atualizada dos experts. *Opinião Pública*, 31, e31120. <https://doi.org/10.1590/1807-0191202531120>
- Campos, L. A., & Machado, C. A. M. (2015). A cor dos eleitos: determinantes da sub-representação política dos não brancos no Brasil. *Revista Brasileira de Ciência Política*, 16, 121–151. <https://doi.org/10.1590/0103-335220151606>
- Carey, J. M., & Shugart, M. S. (1995). Incentives to cultivate a personal vote: a rank ordering of electoral formulas. *Electoral Studies*, 14(4), 417–439. [https://doi.org/10.1016/0261-3794\(94\)00035-2](https://doi.org/10.1016/0261-3794(94)00035-2)
- Carlomagno, M. C., & Codato, A. (2018). Segregação ou preferências? O gênero dos candidatos e os determinantes do voto. *Revista Brasileira de Ciência Política*, 26, 7–46. <https://doi.org/10.1590/0103-335220182601>
- Gotelli, N. J., & Colwell, R. K. (2001). Quantifying biodiversity: procedures and pitfalls in the measurement and comparison of species richness. *Ecology Letters*, 4(4), 379–391. <https://doi.org/10.1046/j.1461-0248.2001.00230.x>
- Harrison, D. A., & Klein, K. J. (2007). What's the difference? Diversity constructs as separation, variety, or disparity in organizations. *Academy of Management Review*, 32(4), 1199–1228. <https://doi.org/10.5465/amr.2007.26586096>
- Hurlbert, S. H. (1971). The nonconcept of species diversity: a critique and alternative parameters. *Ecology*, 52(4), 577–586. <https://doi.org/10.2307/1934145>
- Lijphart, A. (1994). *Electoral systems and party systems*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198273479.001.0001>
- Lin, J. (1991). Divergence measures based on the Shannon entropy. *IEEE Transactions on Information Theory*, 37(1), 145–151. <https://doi.org/10.1109/18.61115>
- Norris, P., & Lovenduski, J. (1995). *Political recruitment: gender, race and class in the British Parliament*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511598609>
- Paninski, L. (2003). Estimation of entropy and mutual information. *Neural Computation*, 15(6), 1191–1253. <https://doi.org/10.1162/089976603321780272>
- Parkin, F. (1979). *Marxism and class theory: a bourgeois critique*. Columbia University Press.

- Phillips, A. (1995). *The politics of presence*. Clarendon Press.
<https://doi.org/10.1093/0198294158.001.0001>
- Pitkin, H. F. (1967). *The concept of representation*. University of California Press.
- Rodrigues, L. M. (2002). *Partidos, ideologia e composição social*. Edusp.
- Rodrigues, L. M. (2006). *Mudanças na classe política brasileira*. Publifolha.
- Rodrigues, L. M. (2014). *Pobres e ricos na luta pelo poder: Novas elites na política brasileira*. Topbooks.
- Russell, M. (2001). What are second chambers for? *Parliamentary Affairs*, 54(3), 442–458.
<https://doi.org/10.1093/parlij/54.3.442>
- Samuels, D. (2001). Money, elections, and democracy in Brazil. *Latin American Politics and Society*, 43(2), 27–48. <https://doi.org/10.2307/3176970>
- Shannon, C. E. (1948a). A mathematical theory of communication. *The Bell System Technical Journal*, 27(3), 379–423. <https://doi.org/10.1002/j.1538-7305.1948.tb01338.x>
- Shannon, C. E. (1948b). A mathematical theory of communication. *The Bell System Technical Journal*, 27(4), 623–656. <https://doi.org/10.1002/j.1538-7305.1948.tb00917.x>
- Simpson, E. H. (1949). Measurement of diversity. *Nature*, 163, 688.
<https://doi.org/10.1038/163688a0>
- Taagepera, R., & Shugart, M. S. (1989). *Seats and votes*. Yale University Press.
- Theil, H. (1972). *Statistical decomposition analysis*. North-Holland.
- Tsebelis, G., & Money, J. (1997). *Bicameralism*. Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/CBO9780511609350>
- Weber, M. (1978). *Economy and society* (G. Roth & C. Wittich, Eds.). University of California Press. (Obra original publicada em 1922.)

Autoria/Authorship

Adriano Codato (adrianocodato@gmail.com) (<https://orcid.org/0000-0002-5015-4273>) é professor de Ciência Política na Universidade Federal do Paraná e Editor-chefe da *Revista de Sociologia e Política*. É pesquisador do CNPq e coordena o INCT Representação e Legitimidade Democrática (ReDem).

Declaração de contribuição dos autores/Author Contributions (CRediT)

Adriano Codato: Conceptualization, Data curation, Formal analysis, Funding acquisition, Investigation, Methodology, Project administration, Software, Validation, Visualization, Writing - original draft, Writing - review & editing.

Declaração de conflito de interesse/Conflict-of-interest statement

O autor declara que não possui quaisquer conflitos de interesse, financeiros ou pessoais que possam ter influenciado, direta ou indiretamente, a elaboração, análise e publicação deste trabalho.

Declaração de disponibilidade de dados da pesquisa/Data and Replication Materials Availability

Todo o conjunto de dados de apoio aos resultados deste estudo foi disponibilizado em **Harvard Dataverse** e pode ser acessado em Codato, Adriano, 2026, "Replication Data for: Codato, A. (2026). Fechamento social e diversidade ocupacional no Legislativo federal brasileiro: Comparando Câmara e Senado (1998–2022) [Paper presentation]. 15.º Encontro da Associação Brasileira de Ciência Política, Belém, Pará, Brazil.", <https://doi.org/10.7910/DVN/OL5YMQ>, Harvard Dataverse, V1.

Os registros eleitorais brutos são públicos e estão disponíveis no Portal de Dados Abertos do Tribunal Superior Eleitoral (<https://dadosabertos.tse.jus.br/>).

Declaração de uso de IA/Generative Artificial Intelligence Use Statement

O autor declara ter utilizado o ChatGPT 5.6 (OpenAI) como apoio à realização e à conferência dos cálculos estatísticos, à revisão linguística e editorial do manuscrito e à revisão, formatação e padronização das referências bibliográficas. Todas as saídas foram verificadas pelo autor, que assume responsabilidade integral pela análise, pela interpretação dos resultados e pelo conteúdo final.

Funding/Financiamento

Este trabalho foi financiado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), no âmbito do Instituto Nacional de Ciência e Tecnologia em Representação e Legitimidade Democrática (INCT ReDem), processo nº 406649/2022-7, e pela Fundação Araucária de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico do Estado do Paraná (Projeto nº 115/2024 PDI).

Este preprint foi submetido sob as seguintes condições:

- Os autores declaram que os necessários Termos de Consentimento Livre e Esclarecido de participantes ou pacientes na pesquisa foram obtidos e estão descritos no manuscrito, quando aplicável.
- Os autores declaram que a elaboração do manuscrito seguiu as normas éticas de comunicação científica.
- Os autores declaram que estão cientes que são os únicos responsáveis pelo conteúdo do preprint e que o depósito no SciELO Preprints não significa nenhum compromisso de parte do SciELO, exceto sua preservação e disseminação.
- Os autores declaram que os dados, aplicativos e outros conteúdos subjacentes ao manuscrito estão referenciados.
- O manuscrito depositado está no formato PDF.
- Os autores declaram que a pesquisa que deu origem ao manuscrito seguiu as boas práticas éticas e que as necessárias aprovações de comitês de ética de pesquisa, quando aplicável, estão descritas no manuscrito.
- Os autores declaram que uma vez que um manuscrito é postado no servidor SciELO Preprints, o mesmo só poderá ser retirado mediante pedido à Secretaria Editorial do SciELO Preprints, que afixará um aviso de retratação no seu lugar.
- Os autores concordam que o manuscrito aprovado será disponibilizado sob licença [Creative Commons CC-BY](#).
- O autor submissor declara que as contribuições de todos os autores e declaração de conflito de interesses estão incluídas de maneira explícita e em seções específicas do manuscrito.
- Os autores declaram que o manuscrito não foi depositado e/ou disponibilizado previamente em outro servidor de preprints ou publicado em um periódico.
- Caso o manuscrito esteja em processo de avaliação ou sendo preparado para publicação mas ainda não publicado por um periódico, os autores declaram que receberam autorização do periódico para realizar este depósito.
- O autor submissor declara que todos os autores do manuscrito concordam com a submissão ao SciELO Preprints.