







Os efeitos da proibição das coligações proporcionais no comportamento dos atores

DOI 10.1590/1678-98732432e002

Bruno Marques Schaefer^I  , Silvana Krause^{II}  ,
Wagner Pralon Mancuso^{III}  

^IPrograma de Pós-Graduação de Ciência Política, Instituto de Estudos Sociais e Políticos, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

^{II}Programa de Pós-Graduação em Ciência Política, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brasil.

^{III}Escola de Artes, Ciências e Humanidades, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil.

Palavras-chave: coligações partidárias, eleições proporcionais, fragmentação partidária, número efetivo de partidos, regressão logística.

RESUMO Introdução: Estudos mostraram que a proibição de coligações partidárias em eleições proporcionais reduziu a fragmentação partidária nas Câmaras Municipais no Brasil em 2020. Todavia, eles se concentraram apenas no efeito da nova regra legal sobre o sistema partidário em nível local. Este artigo faz uma análise alternativa a fim de entender: 1) a influência do resultado eleitoral dos partidos em 2016 nas suas decisões de lançar candidatos em 2020; 2) o impacto do desempenho eleitoral de 2016 na troca de partidos por candidatos em 2020; e 3) se as diferentes estratégias das elites políticas (no caso, tanto lideranças partidárias como candidatos) alteraram o grau de fragmentação partidária. **Materiais e métodos:** Utilizamos dados do desempenho partidário e individual nas eleições proporcionais municipais de 2016 e 2020 contabilizando três unidades de análise: município, partido e candidato. Utilizamos métodos estatísticos variados para estimar o impacto da proibição das coligações proporcionais sobre o comportamento dos atores tais como regressão logística binária, multinomial e regressão linear. **Resultados:** Os resultados demonstram que quanto melhor o desempenho do partido em 2016 maior foi a probabilidade de lançar candidatos em 2020. Isso diminuiu também a probabilidade dos candidatos deixarem o partido pelo qual haviam concorrido anteriormente. Por fim, a interação entre estratégias tanto de partidos como de candidatos afetou de forma significativa a fragmentação partidária medida pelo Número Efetivo de Partidos. **Discussão:** Esses achados contribuem para avaliarmos de forma substantiva os efeitos do fim das coligações proporcionais no Brasil. Além de demonstrar que houve redução da fragmentação partidária, demonstramos que esse efeito é mediado pelo comportamento das elites políticas, seja na decisão de lançar ou não candidatos (no nível do partido), seja na decisão de migrar ou de permanecer no mesmo partido (no nível do candidato).

Recebido em 18 de Abril de 2023. Aprovado em 10 de Novembro de 2023. Aceito em 1 de Dezembro de 2023.

I. Introdução¹

¹ Agradecemos aos comentários dos/as pareceristas anônimos/as da Revista de Sociologia e Política. Qualquer erro, como de praxe, é de nossa inteira responsabilidade.

A Câmara dos Deputados brasileira é uma das mais fragmentadas do mundo, conforme o número efetivo de partidos (NEP) (Camara et al., 2022). Dentre as razões para tamanha fragmentação partidária, a literatura aponta para fatores sociais, culturais e institucionais. Socialmente, o país é uma federação com mais de 150 milhões de eleitores e inúmeras desigualdades e diferenças regionais, o que incentivaria o surgimento de diversas legendas (Stoll, 2013). Há também uma tradição de cultura política em que os partidos não são determinantes para a escolha de eleitores (Gimenes et al., 2016), o que diminuiria os custos de entrada a novas legendas, ou mesmo a migração de políticos entre partidos. No entanto, a literatura de ciência política destaca a importância de fatores institucionais que seriam determinantes para a fragmentação, em especial o sistema eleitoral proporcional de lista aberta para a escolha de legisladores na Câmara dos Deputados, Assembleias Legislativas e Câmaras de Vereadores; os distritos de grandes magnitudes; a cláusula de barreira inexistente ou generosa; bem como a existência de coligações proporcionais para a disputa aos mesmos cargos (Mainwaring, 1999; Ames, 2002).

Apesar de certo consenso acerca do efeito destas regras sobre o NEP, é mais difícil de responder como estas mesmas regras, não alteradas desde a redemocratização até 2017, poderiam explicar a contínua variação positiva da fragmentação (Borges, 2019) ou hiperfragmentação (Zucco & Power, 2021). Já está suficientemente demonstrado que a variação e a instabilidade da representação dos partidos na Câmara dos Deputados são seguidamente inflacionadas entre os períodos eleitorais e precisam ser explicadas não apenas pelo arcabouço institucional existente, mas também pelas estratégias dos deputados (Krause & Paiva, 2002). Também foi evidenciado que o movimento dos legisladores pode eventualmente produzir um efeito de diminuição na fragmentação partidária entre os períodos eleitorais, como resultado de fusões partidárias e migrações em direção ao partido do governo, quando bem avaliado (Melo, 2019).

Estudos recentes reforçam que a fragmentação partidária no Brasil possui causas endógenas. Conforme Zucco & Power (2021), trata-se de um fenômeno de “fragmentação sem clivagens”: políticos acabam migrando para partidos menores para mitigar riscos de perdas eleitorais. É um movimento estratégico, na medida em que para um político seria melhor sair de uma organização maior para ser “senhor de sua própria legenda”. A evidência deste movimento seria o crescimento do que os autores chamam de *One-Member State Delegations* (OMSD), desde a década de 1980 até 2018. Nos OMSD, os políticos migrantes têm uma concentração maior de votos, mais acesso a recursos e possibilidade de barganhas a nível federal. Como as condições institucionais (coligação proporcional, lista aberta e magnitude grande dos distritos) diminuem os custos de eleição, este movimento seria estratégico.

Cheibub et al. (2022) também investem na hipótese de fragmentação endógena para a Câmara dos Deputados, ao testar a probabilidade de que candidatos marginais (aqueles que ficaram próximos da votação nominal do último candidato eleito no distrito) teriam maior probabilidade de trocar de partido na eleição seguinte, em um movimento para legendas menores que a sua anterior. Ou seja, um candidato que quase foi eleito em t (2014), se concorrer novamente em $t + 1$ (2018), possui probabilidade alta de migrar a um partido menor (e, com isso, ter mais chances de se eleger). Esse movimento é possível porque muitos partidos brasileiros nos estados são “cascas vazias”², bem como há disponibilidade de recursos públicos para as agremiações. Novamente, instituições como as coligações, magnitude distrital alta e o sistema proporcional de lista aberta facilitariam esse movimento.

Os dois trabalhos acima citados buscam explicar a fragmentação partidária no Brasil a partir da estratégia dos atores políticos. Mesmo assim, mencionam a importância de instituições que possibilitam “janelas de oportunidades” para que determinados comportamentos estratégicos sejam premiados. Uma delas, as coligações proporcionais, diminuiria os custos de um candidato apresentado por um partido pequeno ganhar uma cadeira no legislativo (Borges, 2019). O fim dessa instituição, através da Emenda Constitucional n° 97/2017, pode ter afetado o comportamento dos atores (candidatos ou partidos), no que concerne à entrada ou saída da disputa eleitoral.

Cheibub et al. (2022) sugeriram que a proibição das coligações não levaria a grandes mudanças no que concerne ao comportamento de candidatos (especialmente aqueles considerados marginais), mas não testaram a hipótese para o período pós-coligações. Todavia, os dados das eleições mais recentes mostram que houve expressiva redução do NEP nas eleições proporcionais, tanto nas eleições de 2020 para as câmaras municipais (Krause et al., 2022; Viana & Carlomagno, 2021) quanto nas eleições de 2022 para a Câmara dos Deputados

² A legenda existe oficialmente no estado, mas, na prática, não tem vida própria, lideranças, militantes.

(o NEP da Câmara dos Deputados caiu de 16,7, em 2018, para 9,3 em 2022) (Schaefer, 2022). Outra lacuna dos autores é a ausência de consideração sobre o comportamento dos partidos políticos. Como a literatura sobre sistemas eleitorais, ao menos desde Duverger (1970), aponta que as regras da disputa afetam as elites partidárias (entrada estratégica, nas palavras de Cox (1997; 1999), cabe questionar em que medida o fim das coligações afetou ou não o comportamento dos partidos (Speck, 2022). Ou seja, o desafio é compreender os mecanismos que ligam o fim das coligações à redução da fragmentação partidária, mecanismos esses ligados ao comportamento das elites políticas locais (candidatos e partidos).

A partir destes apontamentos, neste artigo buscamos responder três questões. Em primeiro lugar: o desempenho eleitoral das legendas na eleição com coligações eleitorais permitidas (2016, t) afeta a probabilidade de lançar candidatos na eleição posterior à proibição (2020, t + 1)? Nossa hipótese é que, quanto pior o desempenho partidário em t, menor a probabilidade do lançamento de candidaturas em t + 1 (Estudo 1). Em segundo lugar: o desempenho de partidos em t afeta a probabilidade de migração dos candidatos para outras legendas em t + 1? Nesse caso, a hipótese é que, quanto pior o desempenho de partidos em t, maior a probabilidade de migração do candidato para legendas maiores em t + 1 (Estudo 2). Consideramos que o desempenho partidário afeta o comportamento individual, à medida que os candidatos que se veem em partidos sem chances eleitorais tendem a migrar para partidos maiores. Em terceiro lugar, relacionada com as duas proposições anteriores: a estratégia das elites políticas (partidos e candidatos) impacta na fragmentação partidária? Aqui, nossa hipótese é que, quanto maior a proporção de partidos pouco competitivos que se retiram da disputa eleitoral, e de candidatos pouco competitivos que migram para organizações maiores, maior também será a redução da fragmentação partidária em t + 1 (Estudo 3).

Para responder as perguntas, trabalhamos com dados disponibilizados pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE) referentes às eleições realizadas em todos os municípios brasileiros, nos anos de 2016 e 2020. Este recorte se justifica por ao menos duas razões: as eleições municipais foram as primeiras com a proibição das coligações proporcionais e há forte relação entre os resultados de pleitos locais com resultados posteriores, na eleição geral (Ventura, 2021; Schaefer, 2022; Lavareda & Alves, 2022).

A análise dos dados apresentados confirma as hipóteses, o que indica mecanismos pelos quais o fim das coligações exerceu impacto sobre a redução da fragmentação partidária em 2020 (Krause et al., 2022; Speck, 2022). Na próxima seção resgatamos o debate sobre os fatores que impactam na fragmentação dos sistemas partidários. Na terceira seção contextualizamos a decisão da proibição das coligações e apresentamos um panorama descritivo e comparativo das candidaturas nos municípios. A seguir, nos dedicamos a testar as hipóteses referentes à entrada estratégica dos partidos e de candidatos na competição e seus efeitos sobre a fragmentação nas câmaras municipais. As considerações finais encerram o artigo.

II. Debate teórico

Um modo tradicional de se descrever um sistema partidário é a partir do número de partidos. A distinção básica é entre sistemas unipartidários, bipartidários e multipartidários (Duverger, 1970). Para Duverger, o bipartidarismo apresentava uma dinâmica natural, pois as clivagens políticas se apresentam sob

forma de dois polos. No entanto, poderia haver “tendências inversas” na sociedade que rompessem com essa inclinação, sendo que o sistema eleitoral poderia resultar em um incentivo para determinada estrutura de competição (Guarnieri, 2022). A Lei de Duverger, neste caso, postula que o sistema majoritário de um turno tende ao dualismo dos partidos, enquanto o sistema majoritário de dois turnos ou a representação proporcional tende ao multipartidarismo, o que foi chamado por Riker (1982) de “a hipótese de Duverger”.

Disto se depreende, nas palavras de Taagepera (2007), uma agenda macro e uma agenda micro de pesquisa. De um lado, o estudo do efeito mecânico do sistema eleitoral sobre o sistema partidário; de outro os efeitos psicológicos, seja ao nível das elites partidárias (coordenação, ou entrada estratégica) seja em relação aos eleitores (voto estratégico, “útil”).

Nas duas agendas, houve uma profusão de trabalhos com crescente sofisticação metodológica e uso de dados comparados para realização de inferências.

A relação entre sistema eleitoral e número de partidos, por exemplo, foi explorada em interação com outras variáveis, seja o tamanho do distrito (Cox, 1997); o tamanho da Assembleia (Taagepera, 2007); a heterogeneidade social (Ordeshook & Shvetsova, 1994; Amorim Neto & Cox, 1997); a concentração territorial de minorias, a institucionalização dos partidos e do regime democrático, entre outros fatores contextuais (Ferree et al., 2014). Esses trabalhos mostraram que: a) somente a presença de composições institucionais incentivadoras ou permissivas podem não ser condição suficiente para a produção de um sistema partidário fragmentado; b) clivagens sociais robustas não produzem “per se” uma dispersão no sistema partidário; c) há evidências de que a heterogeneidade social e/ou étnica produz um maior fragmentação em distritos eleitorais de maior magnitude; d) a formação de um sistema multipartidário fragmentado depende de um conjunto de interações de variáveis de heterogeneidade social e permissividade institucional, bem como das próprias opções de carreira dos políticos (Krause et al., 2022).

A relação entre o sistema eleitoral e seus efeitos psicológicos ao nível das elites e/ou dos eleitores também foi explorada. Cox (1999), por exemplo, considera que a entrada de um partido na competição eleitoral é uma função da possibilidade de vitória eleitoral. Logo, é menos provável que partidos não competitivos se apresentem nas disputas. Há, porém, fatores que vão interagir com as escolhas, como: a informação disponível para a tomada de decisão, o grau de abertura da disputa, firmeza ideológica, entre outros. Cox (1997) destaca que em muitos casos não há informação disponível para realizar o cálculo sobre as chances eleitorais do partido. Em novas democracias, por exemplo, especialmente em eleições inaugurais, há presença de mais partidos e maior “desperdício” de votos (Tavits & Annus, 2006; Lago & Martínez i Coma, 2012), por parte dos eleitores. Neste contexto, há menor probabilidade de coordenação ou entrada estratégica.

O grau de abertura da disputa pode ser um incentivo para a entrada de mais partidos. No caso brasileiro, por exemplo, a possibilidade de realização de coligações para disputas proporcionais, até 2018, era um incentivo a partidos menores entrarem na competição. Estes concentravam mais recursos e votos em poucos candidatos e, com isso, tinham maior probabilidade de vitória (Calvo et al., 2015). Do outro lado, os partidos maiores, prejudicados à primeira vista por esse arranjo, negociavam as coligações com vistas a garantir apoio (principalmente no tempo de televisão) para candidaturas majoritárias, seja em nível nacional ou subnacional (Borges, 2019; Limongi & Vasselai, 2018).

Outro fator importante a mediar a entrada estratégica e a coordenação dos partidos é a firmeza ideológica. Partidos *policy-seeking* (Wolinetz, 2002), com agendas específicas, podem se lançar na disputa eleitoral mesmo sem chances de vitória, seja para defender suas bandeiras, seja como estratégia eleitoral de longo prazo (Ferree et al., 2014). Riera & Cantú (2022) mostram que o voto ideológico é mais visível em sistemas eleitorais proporcionais de lista fechada ou flexível.

Em termos analíticos, a agenda micro de Duverger (Taagepera, 2007), engloba efeitos que operam ao nível dos eleitores, nas escolhas úteis, ideológicas ou sinceras (Bol & Verté, 2016), e ao nível das elites (partidos ou candidatos). Neste artigo, focalizamos a interação entre esta segunda dimensão, isto é, as decisões de entrada na disputa eleitoral e a fragmentação partidária.

Dadas estas considerações, postulamos que, em um contexto de instituições permissivas (lista aberta e representação proporcional), mas com uma mudança importante prejudicial a partidos pequenos (fim das coligações proporcionais), estes terão menos incentivos para entrar na disputa eleitoral. Como uma das poucas informações disponíveis às elites partidárias para projetar o futuro eleitoral é o desempenho passado, consideramos como hipótese que:

H1: quanto pior o desempenho do partido em t , menor a probabilidade do lançamento de candidaturas em $t + 1$.

Este tipo de raciocínio não afeta somente os dirigentes partidários, seja em qual nível da federação, mas também, é claro, os políticos. Neste sentido, postulamos que:

H2: quanto pior o desempenho do partido em t , maior a probabilidade de migração do candidato para partidos maiores em $t + 1$

A interação entre estes dois fatores pode gerar uma situação em que:

H3: A redução da fragmentação partidária será maior quanto maior a proporção de partidos menos competitivos que se retiram da disputa eleitoral e de candidatos que migram para legendas maiores.

Ou seja, utilizamos os dados de desempenho passado dos partidos a nível municipal (2016) para explicar o comportamento presente (2020).

III. A decisão sobre a proibição das coligações

Os estudos sobre coligações envolvem muitas dimensões, tais como a forma e o perfil de sua constituição nos planos nacional e regional, suas lógicas de funcionamento, seus efeitos em eleições majoritárias e proporcionais, até à obrigatoriedade dos “casamentos” durante toda a legislatura (federações).

A Constituição de 1988 não definiu uma regra sobre coligações e o tema é seguidamente trazido ao Congresso brasileiro, com muitas idas e vindas de propostas e alguns experimentos. Um debate que envolveu os parlamentares foi a “verticalização das coligações”. De fato, em 2001, o TSE foi consultado para esclarecer se um partido com candidato à presidência poderia fazer coligação para a disputa do governo de um estado com partidos que possuíam outros candidatos à presidência (Marchetti, 2010). A decisão do TSE, contida na Resolução nº 21.002/2002, foi de não permitir essa prática. Esta decisão vigorou apenas em duas eleições (2002 e 2006), pois a reação do Legislativo foi a

aprovação da EC n° 52/2006, que retomou a possibilidade dos partidos de estabelecerem suas alianças de forma autônoma. A autonomia partidária no que se refere às coligações teve efeito a partir da eleição de 2010 (Carvalho, 2014).

Passados onze anos, o debate sobre os efeitos deletérios das coligações reacendeu e o Congresso aprovou a EC n° 97 em outubro de 2017, não permitindo coligações nas eleições proporcionais a partir de 2020. A aprovação da EC 97/2017 remonta à PEC n° 36/2016, de autoria dos senadores Ricardo Ferraço (PSDB-ES) e Aécio Neves (PSDB-MG), que além de vetar as coligações proporcionais também tinha o objetivo de introduzir a cláusula de desempenho para as legendas, com impacto em elementos como a distribuição do Fundo Partidário, o acesso gratuito ao rádio e TV e o direito ao funcionamento legislativo. A justificativa expressa dos propositores da PEC era diminuir a fragmentação partidária.

O ponto que despertou maior resistência na tramitação da PEC foi a questão da cláusula de desempenho, que impacta diretamente na capacidade financeira dos partidos, cada vez mais dependentes dos recursos públicos para se manterem no mercado político (Krause & Schaefer, 2022). A oposição à cláusula de desempenho também se baseou no argumento de que ela não preservaria o princípio da representação de minorias (Miguel & Assis, 2016) especialmente de partidos pequenos com perfil programático e ideológico, tais como PSOL, PCdoB e REDE.

Com apoio do PT, a cláusula de barreira foi amenizada estabelecendo um limite gradativo até 2030, quando será exigido das legendas, para terem acesso a recursos públicos como o Fundo Partidário e o HGPE, a obtenção de 3% dos votos válidos na Câmara dos Deputados, distribuídos em um terço das unidades federadas com um mínimo de 2% dos votos válidos em cada uma delas; ou então a eleição de, no mínimo, 15 deputados federais, também com a exigência de serem eleitos em pelo menos um terço das unidades. Com a negociação, a PEC foi aprovada por maioria nas duas casas legislativas.

Uma vez aprovada, a EC n° 97/2017 exerceu impacto imediato sobre a movimentação dos atores políticos. Na Tabela 1, apresentamos informações sobre listas partidárias e candidaturas nas últimas eleições municipais brasileiras. O número total de municípios considerados é de 5.568 (excluídos o Distrito Federal e o Distrito Estadual de Fernando de Noronha, onde não há eleições para prefeito e vereadores). Em 2012, havia 29 partidos políticos registrados no Brasil. Multiplicado esse número pelo total de municípios, o número de listas “possíveis” para o cargo de vereador seria de 161.472. O número de listas reais, partidos por município, no entanto, foi de pouco mais de 57 mil (35%).

Tabela 1 - Dados de candidaturas no Brasil

	2012	2016	2020
Total partidos	29	35	33
Total municípios	5.568	5.568	5.568
Número de listas possíveis	161.472	194.880	183.744
Número de listas reais	57.061	76.151	40.318
Proporção	0,35	0,39	0,22
Candidatos	413.051	437.380	495.355
Média de candidatos por lista	7,24	5,74	12,29

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do TSE, 2023.

³ A lei nº 14.211/2021 diminuiu a quantidade de candidatos a serem apresentadas pelos partidos, que até então era de até 150% do número de vagas disponíveis: “Art. 10. “Cada partido poderá registrar candidatos para a Câmara dos Deputados, a Câmara Legislativa, as Assembleias Legislativas e as Câmaras Municipais no total de até 100% (cem por cento) do número de lugares a preencher mais 1 (um)”.

Em 2016, há um crescimento no número de partidos registrados no Brasil (surgem SD, PROS, PEN/PATRIOTA, NOVO, REDE e PMB), e com isso aumenta o número de listas possíveis para a disputa da vereança (quase 195 mil)³. O percentual de listas reais cresce, com mais de 76 mil (39%) apresentando candidatos às Câmaras. Em 2020, por sua vez, há uma redução do número de partidos registrados (apesar do surgimento da UP, em 2019). Na esteira da EC 97/2017, partidos foram incorporados a outros, como: o PPL ao PCdoB, o PRP ao PATRIOTA e o PHS ao PODEMOS. O resultado é que em 2020 haveria 183.744 listas possíveis, mas apenas 40.318 reais (22%), ou seja, o menor número e a menor proporção de listas reais no período sob análise. Esse é um resultado que pode ser atribuído à referida emenda constitucional, com partidos menores que antes se lançavam nas campanhas desistindo da disputa. Esse diagnóstico é ainda mais crível se consideramos o número de candidatos lançados em cada um dos pleitos: neste caso há um crescimento constante de 2012 até 2020.

Na [Tabela 2](#) apresentamos as taxas de crescimento percentual de listas partidárias por legenda.

Excetuando-se os casos de NOVO e PCO, todos os partidos tiveram redução de suas listas entre 2016 e 2020. Em alguns casos, como PMB, PMN, DC e PTC, a taxa de redução foi de mais de 70%. As maiores legendas brasileiras (até ao menos 2018), PT, MDB, PSDB e DEM (atual União Brasil), tiveram taxas de redução menores: -30%, -33%, -46% e -34%, respectivamente. O diagnóstico é de que 2020 foi um ano de redução do número de listas.

Na próxima seção, tratamos de tentar explicar estas escolhas dos partidos.

IV. Estudo 1: entrada estratégica de partidos

Para testar a hipótese de que, quanto pior o desempenho eleitoral do partido em t (2016), menor a probabilidade do lançamento de candidaturas em $t + 1$ (2020) (H1), trabalhamos com dados dos partidos brasileiros ao nível municipal nas eleições de 2016 e 2020 para as Câmaras de Vereadores. Estes foram coletados no site do Tribunal Superior Eleitoral (TSE). Incluímos na análise apenas os partidos que efetivamente disputaram as eleições de 2016 e 2020 para vereador em cada município, totalizando 72.309 casos. Por exemplo, se o Republicanos apresentou ao menos um candidato em Paragominas (PA) em 2020, mas não o fez em 2016, este é excluído da análise.

Nossa variável dependente é *dummy*: o partido X lançou (1) ou não lançou (0) ao menos um candidato a vereador em $t + 1$ (2020) no município i . A variável independente é o desempenho do partido X em t (2016) no mesmo município i . É importante salientar, incluímos o desempenho do partido individualmente, e não da coligação a que pertencia. Para facilitar a comparação, dada a grande heterogeneidade dos municípios brasileiros, decidimos operacionalizar o desempenho a partir da variável distância percentual em relação ao quociente eleitoral. Explicando melhor: o quociente eleitoral é a divisão dos votos válidos pelo número de vagas. Em Upanema (RN), por exemplo, o quociente eleitoral de 2020 foi de 1.084 votos (9.759 votos válidos, divididos por nove vagas), e percentualmente um partido, para ultrapassar o quociente, deveria fazer 11,11% do total dos votos válidos. Se um partido fez 11,10% dos votos (quociente partidário), ele fica a uma distância de -0,01 ponto percentual de ultrapassar a barreira. O caso do então PMDB em Monte Formoso-MG na eleição de 2016 é ilustrativo. O partido teve 361 votos do total de 3252 válidos

Tabela 2 - Taxas de crescimento das listas partidárias

Partido (sigla)	Listas em 2016	Listas em 2020	Crescimento
PMB	905	161	-82,21
PMN	1221	317	-74,04
DC	1181	314	-73,41
PTC	1427	422	-70,43
PV	2542	863	-66,05
PcdoB	2229	791	-64,51
PCB	49	21	-57,14
CIDADANIA	2824	1225	-56,62
PSC	2731	1212	-55,62
SOLIDARIEDADE	2468	1171	-52,55
PRTB	1123	538	-52,09
REDE	703	343	-51,21
PSB	3971	1984	-50,04
PTB	3512	1757	-49,97
PSDB	4578	2444	-46,61
PDT	3855	2098	-45,58
PATRIOTA	1691	972	-42,52
PR	3575	2066	-42,21
REPUBLICANOS	2998	1954	-34,82
PSTU	73	48	-34,25
DEM	3599	2368	-34,20
MDB	5042	3338	-33,80
PSD	4200	2846	-32,24
PP	4164	2852	-31,51
PT	4169	2891	-30,65
PROS	2068	1563	-24,42
AVANTE	1284	989	-22,98
PODEMOS	1703	1420	-16,62
PSL	1848	1573	-14,88
PSOL	566	535	-5,48
PCO	13	15	15,38
NOVO	5	46	820,00

Nota: as listas são consideradas ao nível do partido. Ou seja, se lançou ao menos um candidato em dado município.

Fonte: elaboração própria, 2023.

(11,10%). O quociente eleitoral foi de 362 votos, ou 11,11%. Se o pleito fosse sem coligações, não teria ganhado uma vaga. Mas, como a legenda detinha uma aliança com DEM (atual União Brasil) e PTdoB (atual Avante), consegue ganhar uma cadeira.

A *rationale* em torno da utilização da distância percentual em relação ao quociente eleitoral é de que quanto mais distante (positivamente) da barreira para conquistar uma cadeira, tanto maior a probabilidade de lançar candidato em 2020. Da mesma forma, quanto maior a distância (negativamente) do quociente eleitoral, menor a probabilidade do partido de lançar candidato em

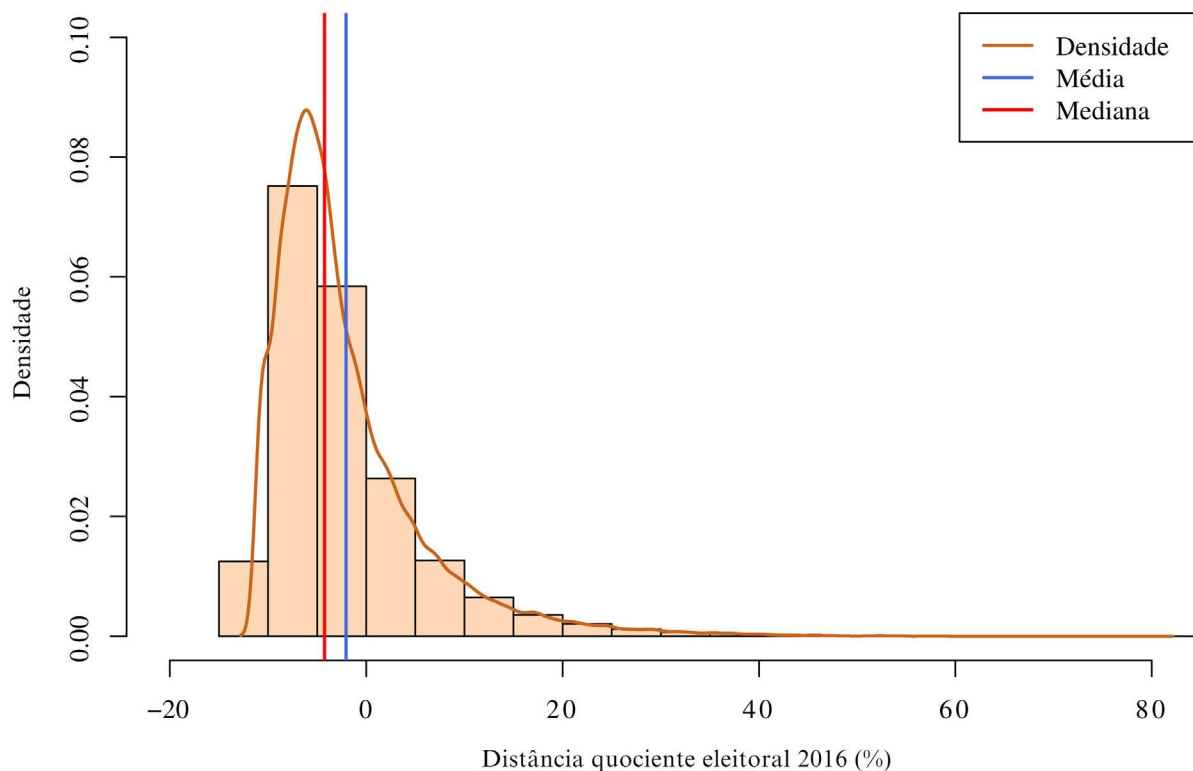
2020. Trata-se, portanto de entrada - ou saída - estratégica (Cox, 1997), a partir da informação disponível sobre resultados anteriores.

A distribuição desta variável em nosso estudo está exposta na Figura 1. A média de distribuição dos valores é -2,07, mediana de -4,23 e desvio padrão de 7,88. Ou seja, em média, os partidos não ultrapassavam o quociente eleitoral em 2016.

Em tese, os partidos que possuem votação maior que o quociente eleitoral deveriam ter direito a uma vaga. No entanto, antes de 2020, quando havia coligações proporcionais, nem sempre era isso o que ocorria. Por exemplo, o partido A supera o quociente eleitoral uma vez, por conta própria, mas está coligado com B, que não ultrapassa o quociente por conta própria. B, no entanto, é o partido que possui o candidato com mais votos na coligação, logo, será B e não A que ocupará a vaga (Calvo et al., 2015). Foi precisamente esta distorção um dos fatores elencados para a proibição das coligações proporcionais. No geral, porém, partidos que superam o quociente eleitoral elegeem ao menos um parlamentar a nível municipal: em torno de 98% no pleito de 2016. A correlação entre percentual de votos e cadeiras foi de $r = 0,90$ em 2016 e $r = 0,97$ em 2020 (Anexo 1).

Em sistemas eleitorais que possuem distritos de magnitude maior que 1, e cujos partidos apresentam listas de candidatos, a decisão de entrar ou não na competição é incerta (Cox, 1999). Entre as informações disponíveis aos partidos, que possibilitam uma tomada de decisão estratégica, está justamente o desempenho passado da legenda no município. Com as coligações proporcionais proibidas, dirigentes de partidos menores poderiam escolher não lançar candidatos no município: efeito psicológico ao nível das elites (Speck, 2022).

Figura 1 - Histograma distância percentual em relação ao quociente eleitoral



Fonte: elaboração própria, a partir de dados do TSE, 2023.

Testamos a hipótese a partir de modelos de regressão logística binária, em que o objetivo é indicar a probabilidade da ocorrência de um evento, considerando a alteração de uma característica na(s) variável(is) independente(s) (Fernandes et al., 2021).

⁴ Foram excluídos de nosso modelo os casos em que não havia valores para as variáveis independentes e de controle.

Como variáveis de controle, incluímos a ideologia dos partidos políticos, a magnitude do distrito, o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM)⁴ e o fato de partido, ao nível nacional, ter superado a cláusula de desempenho em 2018. A ideologia, medida em um indicador contínuo de -1 (Extrema-Esquerda) e 1 (Extrema-Direita), foi retirada do trabalho de Power & Rodrigues-Silveira (2019). Como destacado por Ferree et al. (2014), as características dos partidos políticos afetam a entrada deste na competição. Partidos podem lançar candidatos mesmo sem chances de vitória, seja para demarcar uma posição ou por fatores organizacionais. Neste caso, consideramos que quanto mais à esquerda maior a probabilidade de o partido lançar candidato a vereador. No caso das características dos municípios, postulamos que o grau de abertura é um incentivo para a entrada de partidos (neste caso, quanto maior a magnitude, maior a probabilidade de lançamento de candidatos) (Cox, 1997); bem como características econômicas mais elevadas também podem aumentar o cardápio de opções partidárias (Lipset & Rokkan, 1967; Ordeshook & Shvetsova, 1994; Amorim Neto & Cox, 1997). Por fim, o fato de ter ou não superado a cláusula de desempenho é um indicador de recursos disponíveis ao partido. 14 dos 35 partidos que disputaram as eleições gerais de 2018 não alcançaram a cláusula de desempenho, o que implicou em falta de acesso aos recursos do Fundo Partidário e do HGPE⁵.

⁵ Partidos: Rede, Patriota, PHS, DC, PCdoB, PCB, PCO, PMB, PMN, PPL, PRP, PRTB, PSTU, PTC.

Os resultados indicam que nossa hipótese inicial está correta (Tabela 3). O acréscimo de uma unidade da distância do quociente (desempenho) em t representa 8,4% a mais de chance de lançamento de um candidato em $t + 1$ (Modelo 1). Com a inserção de controles no modelo o resultado se mantém positivo e semelhante: 7,8% (Modelo 2). Ou seja, o desempenho anterior impactou a decisão de dirigentes partidários municipais lançarem ou não candidatos na eleição sem coligações, mecanismo que favorecia, justamente, pequenas legendas (Calvo et al., 2015).

As variáveis de controle incluídas seguiram a direção esperada no caso das características dos municípios: o acréscimo de uma cadeira incrementou em 14,5% a chance dos partidos lançarem candidatos, bem como o aumento de uma unidade no desenvolvimento econômico e social representou mais 325% de chance de lançamento de candidato. Tal resultado reforça o argumento de que a diversidade socioeconômica não pode ser desconsiderada para o entendimento da formatação dos sistemas partidários nos municípios, e vai ao encontro da tese clássica de que variáveis desta natureza impactam no perfil dos sistemas partidários (Lipset & Rokkan, 1967).

A ideologia não possui significância estatística. Quanto mais à direita, menor a probabilidade de que o partido lance candidato a vereador em $t + 1$. Por fim, a cláusula de desempenho segue a direção esperada. A chance de partidos que não superaram a barreira em 2018 de lançar candidatos nas eleições municipais de 2020 corresponde a 32,8% da chance dos partidos que a superaram. Partidos que, a nível nacional, não superaram a barreira tiveram -67,11% chance de lançarem ao menos um candidato nas eleições de 2020.

Como forma de testar a robustez dos resultados encontrados, realizamos mais dois testes de regressão logística binária. Nestes (Modelos 3 e 4) somente mantivemos no banco de dados os partidos que quase ultrapassaram o quociente eleitoral (-1% de distância) e que quase não o ultrapassaram (+1%). Há

Tabela 3 - Modelos de regressão logística (H1)

Variáveis	Estatísticas	Modelo 1 - básico	Modelo 2 - completo	Modelo 3 - básico (amostra)	Modelo 4 - completo (amostra)
Constante	Coefficiente	-0.029 ^{***}	-0.812 ^{***}	0.199 ^{***}	-0.858 ^{***}
	Erro padrão	0.008	0.075	0.027	0.141
	Exp(B)	0.970	0.443	1.221	0.423
Distância quociente (%)	Coefficiente	0.084 ^{***}	0.075 ^{***}	0.141 ^{**}	0.151 ^{**}
	Erro padrão	0.001	0.001	0.047	0.051
	Exp(B)	1.084	1.078	1.151	1.164
Ideologia	Coefficiente		-0.034		-0.184 [*]
	Erro padrão		0.020		0.078
	Exp(B)		0.965		0.831
Magnitude do distrito	Coefficiente		0.135 ^{***}		0.158 ^{***}
	Erro padrão		0.002		0.008
	Exp(B)		1.114		1.171
IFDM (log)	Coefficiente		1.449 ^{***}		1.605 ^{***}
	Erro padrão		0.053		0.194
	Exp(B)		4.259		4.979
Cláusula de desempenho	Coefficiente		-1.112 ^{***}		-1.359 ^{***}
	Erro padrão		0.027		0.114
	Exp(B)		0.328		0.256
N		72.309	69.832	5.400	5.223
AIC		93.311	84.880	7.434,1	6.596,9

Signif. codes: ^{***} = 0.001; ^{**} = 0.01; ^{*} = 0.05.

Fonte: elaboração própria a partir de dados do TSE, 2023.

uma perda de casos: pouco mais de 65 mil listas partidárias, mas um ganho na capacidade inferencial. Os resultados se mantêm: o acréscimo de uma unidade da distância em t representa mais 15,1% de chance de lançar candidato em t + 1 (Modelo 3); no modelo completo este valor é de 16,4% (Modelo 4).

Na próxima seção, tratamos do caso das candidaturas individuais.

V. Estudo 2: entrada estratégica de candidatos

A hipótese que testamos nesta seção se fundamenta nos achados dos estudos pioneiros sobre migração partidária na nova democracia brasileira, que apontam a estratégia eleitoral maximizadora dos atores políticos como explicação da lógica da mudança de partido na Câmara dos Deputados (Nicolau, 1996; Schmitt, 1999). Estudo mais recente sobre as razões das migrações partidárias nos municípios brasileiros (Hott, 2018) corrobora nossa premissa de que estes movimentos refletem rearranjos de atores locais que almejam melhor desempenho nas eleições municipais seguintes.

Na Tabela 4, apresentamos os percentuais de retenção e mudança dos candidatos entre os partidos que disputaram os pleitos de 2016 e 2020. Consideramos a direção da migração: se para partido maior ou menor, comparando o

desempenho da legenda de origem e de destino no mesmo município (Cheibub et al., 2022). Ou seja, se o candidato disputou a eleição de 2016 por um partido que teve 10% dos votos para a Câmara de Vereadores e compete novamente, em 2020, agora por um partido que teve desempenho de 15% em 2016, ele é considerado um migrante para um partido maior. A escala de tamanho, logo, é localizada no distrito da disputa: o município.

Em apenas quatro partidos (NOVO, PSTU, PT e PCO) foi superior a 50% o percentual de candidatos que disputaram as duas eleições e permaneceram na mesma agremiação. No PT, por exemplo, 6.793 candidatos concorreram nas duas eleições analisadas: 4.209 ficaram no partido (retenção de 61,96%), 931 migraram para legendas maiores no município e 1.653 foram para legen-

Tabela 4 - Taxas de retenção e mudança dos partidos (%)

SG_PARTIDO	Mesmo partido	Partido maior	Partido menor
NOVO	81,25	0	18,75
PSTU	68	8	24
PT	61,96	13,71	24,33
PCO	50	0	50
PMDB	48,15	26,51	25,34
PSOL	46,57	16,87	36,57
PP	45,41	24,59	30
DEM	41,43	24,48	34,1
PSDB	40,81	28,69	30,5
PDT	37,62	26,95	35,43
PSD	36,84	29,34	33,82
PTB	32,74	31,17	36,09
REPUBLICANOS	31,99	27,44	40,58
PCdoB	30,41	24,17	45,42
PR	29,49	30,36	40,15
PSB	28,32	33,59	38,09
CIDADANIA	25,09	32,53	42,38
PV	23	33,94	43,06
PSC	22,67	32,47	44,85
SOLIDARIEDADE	20,31	32,94	46,76
AVANTE	19,49	29,94	50,57
REDE	18,48	25,69	55,83
PODEMOS	17,08	34,64	48,29
PCB	16,67	40	43,33
PATRIOTA	14,44	32,3	53,27
PSL	14,26	34,85	50,88
PMN	13,67	32,22	54,11
PROS	12,65	30,15	57,19
PRTB	9,92	34,14	55,93
PTC	9,69	37,01	53,3
DC	9,49	34,83	55,68
PMB	4,45	28,29	67,26

Fonte: elaboração própria a partir de dados do TSE, 2023.

das menores. PSTU, NOVO e PCO têm taxas altas de retenção, mas poucos candidatos que concorreram em 2016 e 2020: 25, 16 e 4, respectivamente.

Em média, mais candidatos tiveram movimento de ir para partidos menores nos municípios (pouco mais de 42%). Esse dado deve ser mais bem explorado futuramente, posto que pode confirmar, a nível municipal, a hipótese de [Cheibub et al. \(2022\)](#), de que candidatas “marginais” vão para partidos menores em eleições posteriores. Pode ser também que a operacionalização do conceito de partido maior e menor deva ser revista, levando-se em conta se o partido que é destino do migrante tem o Executivo Municipal, ou está alinhado ao governo estadual, por exemplo. Outra informação importante é que há uma correlação entre a taxa de retenção e a taxa de crescimento (decréscimo) das listas partidárias ([Tabela 2](#)) de $r = 0,562$. Ou seja, quanto menor o número de listas desaparecidas dos partidos maior a retenção de candidatos. Essa relação também pode auxiliar na explicação dos números apresentados na [Tabela 5](#). Em alguns casos, pode ser que a escolha inicial do candidato não seja migrar de partido de uma eleição para outra, mas não tenha a opção de permanecer no partido antigo à medida que o partido “desaparece” do município.

Para testar a hipótese de que quanto pior o desempenho de candidatos e partidos em t , maior a probabilidade de migração do candidato em $t + 1$ para partidos maiores (H2), trabalhamos com dados dos candidatos brasileiros a vereador em 2016 e 2020 (indivíduos e não listas). Estes dados também foram coletados no site do Tribunal Superior Eleitoral (TSE), e tratados no R. No total, 437.380 candidatos se lançaram em 2016 e 495.355 em 2020. 191.141 se apresentaram nos dois pleitos (26,47%). Fizemos essa verificação por meio do número do CPF dos candidatos. Deste número final, 93.272 (48,71%) migraram, ou seja, disputaram a eleição por outro partido em 2020, quando comparados ao pleito de 2016. Este número é expressivo. Com método semelhante de identificação, [Faganello & Fernandes \(2018\)](#) destacaram o percentual de migrantes candidatos a vereador como de 17,4% entre 2008 e 2012 e 22,5% entre 2012 e 2016. Ou seja, entre 2016 e 2020 temos mais do dobro de migração entre os postulantes a vereança. Este número pode ser explicado pela redução dos partidos, mas também pelos resultados do Estudo 1: a retirada de campo de várias legendas, o que força a mudança de partido pelo candidato.

Conforme já mencionado, utilizamos somente as informações dos candidatos que disputaram as eleições de 2016 no município, bem como excluímos as informações dos candidatos que desapareceram entre um pleito e outro e/ou se lançaram por partidos que competiram pela primeira vez no município em 2020. Logo, o número final de casos é de 131.156 (87.246 migrantes, o que corresponde a 66,5%).

Entre t e $t + 1$ os candidatos tiveram algumas escolhas a realizar. A primeira é se candidatar novamente ou não (a). Em caso de resposta afirmativa, a segunda é por qual partido (b): o mesmo ou outro. Se a escolha for pela migração, uma última escolha é se ir para um partido maior que o seu em t ou menor (c). Nossa variável dependente compreende as escolhas b e c. Logo, possui três categorias: o candidato migrou para um partido maior do que aquele que havia disputado o pleito em 2016 (1); migrou para um partido menor (2); ou ficou no mesmo partido (0). Conforme colocamos acima, o critério de definição do tamanho é o desempenho eleitoral no pleito anterior (2016). Ou seja, o partido é maior que outro se foi melhor na eleição passada. A variável independente, novamente, é o desempenho partidário em t . A operacionalização dessa variável foi feita como no estudo 1: a distância percentual em relação ao quociente eleitoral em 2016.

Tabela 5 - Modelos de regressão logística multinomial (H2)

Variáveis	Estatísticas	Modelo 5		Modelo 6	
		Partido maior (básico)	Partido menor (básico)	Partido maior (completo)	Partido menor (completo)
Constante	Coefficiente	0.086 ^{***}	0.261 ^{***}	-0.745 ^{***}	-0.402 ^{***}
	Erro padrão	0.008	0.007	0.031	0.034
	Exp(B)	1.089	1.298	0.474	0.6668
Distância quociente (%)	Coefficiente	-0.025 ^{***}	-0.099 ^{***}	-0.022 ^{***}	-0.098 ^{***}
	Erro padrão	0.000	0.001	0.000	0.001
	Exp(B)	0.974	0.905	0.978	0.906
Eleito em 2016	Coefficiente			-0.318 ^{***}	-0.318 ^{***}
	Erro padrão			0.017	0.017
	Exp(B)			0.727	0.845
Ideologia	Coefficiente			0.409 ^{***}	0.413 ^{***}
	Erro padrão			0.019	0.020
	Exp(B)			1.506	1.512
Magnitude do distrito	Coefficiente			0.014 ^{***}	-0.023 ^{***}
	Erro padrão			0.001	0.001
	Exp(B)			1.015	0.976
IFDM (log)	Coefficiente			-1.564 ^{***}	-2.229 ^{***}
	Erro padrão			0.058	0.060
	Exp(B)			0.209	0.100
Cláusula de desempenho	Coefficiente			0.875 ^{***}	0.930 ^{***}
	Erro padrão			0.029	0.029
	Exp(B)			2.400	2.535
N		116.773		114.125	
AIC		243687.5		233161.1	

Signif. codes: *** = 0.001; ** = 0.01; * = 0.05.

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do TSE, 2023.

⁶ Foram excluídos de nosso modelo os casos em que não havia valores para as variáveis independentes e de controle.

Testamos as hipóteses a partir de modelos de regressão logística multinomial, adequados para variáveis dependentes com mais de duas categorias (Geers & Strömbäck, 2019). Como variáveis de controle, incluímos, novamente, a ideologia do partido, a magnitude do distrito, o IFDM⁶ e o fato do partido superar ou não a cláusula de desempenho. Estas não esgotam a explicação do fenômeno migração partidária, mas dão conta de explicar a relação entre migração e características do partido e do município. Também incluímos como variável de controle o desempenho individual do candidato em 2016 (se foi eleito ou não). Por hipótese, postulamos que candidatos que buscavam a reeleição em 2020 teriam menos incentivos para a troca de legenda (Cox, 1997).

⁷ O valor é calculado a partir da subtração de 1 do valor de Exp(B), multiplicado por 100. Logo, o valor é $(-0,974-1)*100 = -2,56$.

Os resultados indicam, no modelo 5, que a probabilidade de um candidato migrar para um partido maior em $t + 1$ em relação a ficar no mesmo partido é de $-2,56\%$ ⁷ a partir do acréscimo de uma unidade do desempenho em t do antigo partido. Enquanto a probabilidade de migrar para um partido menor em $t + 1$ em relação a ficar no mesmo partido é de $-9,43\%$ a partir do acréscimo de uma unidade do desempenho em t do antigo partido. Ou seja, quanto melhor o desempenho do seu partido em 2016, menos chance o candidato teve de migrar para outro em 2020 (seja maior ou menor que o seu de t). Porém, se o caso foi

de migração, essa probabilidade foi maior para partidos maiores do que para os menores. Este resultado indica que nossa H2 se sustenta empiricamente.

No modelo 6, incluímos as variáveis de controle. Os resultados são semelhantes: probabilidade de migrar para um partido maior em $t + 1$ em relação a ficar no mesmo partido é de -2,43% a partir do acréscimo de uma unidade do desempenho em t do antigo partido. E a probabilidade de migrar para um partido menor em $t + 1$ em relação a ficar no mesmo partido é de -9,70% a partir do acréscimo de uma unidade do desempenho em t do antigo partido.

As variáveis de controle apresentam a direção esperada, e lançam luz sobre os movimentos migratórios dos candidatos. O coeficiente de ideologia mostra que quanto mais à direita maior a probabilidade de migração, seja para partidos maiores (50,65%) ou menores (51,26%). Este achado reforça o argumento de estudos anteriores que mostram maior movimento migratório no bloco de políticos e lideranças partidárias de direita (Melo, 2011; Ferreira, 2011). A magnitude do distrito apresenta sinais distintos quanto ao destino da migração. Quanto maior o distrito, maior a probabilidade de migrar para um partido maior em 2020 (1,5% a cada incremento de cadeira) do que um partido menor (-2,30% a cada incremento de cadeira). Ou seja, em municípios maiores, o movimento de migração foi em direção aos maiores partidos. O IFDM apresenta um sinal negativo para a relação de migração, seja para partidos maiores ou menores, em relação a ficar na mesma agremiação. Ou seja, candidatos de município mais desenvolvidos migram menos. A cláusula de desempenho também apresenta sinal positivo. Candidatos que concorreram em 2016 por partidos que não superaram a cláusula migraram mais do que aqueles que não estavam nessas legendas.

Candidatos eleitos em 2016 também possuem menos chances de migrar, seja para partidos maiores ou menores: a razão de chances de um parlamentar eleito migrar para um partido maior que o seu em $t + 1$ é de -27,25%; enquanto esse valor é de -15,47% com relação a partidos menores. Neste caso, é interessante observar, primeiro, que vereadores eleitos têm menos chance de migrar do que aqueles não eleitos (Faganello & Fernandes, 2018; Cheibub et al., 2022), e, segundo, que quando migram têm maior chance de ir para partidos menores do que aqueles que foram eleitos anteriormente. O mecanismo que explica essa observação não é claro, mas o achado indica dois movimentos possíveis. Um diz respeito a estratégia de lideranças apostarem em novos partidos (Damin, 2015) com o objetivo de adquirir maior autonomia e espaço organizacional diante de uma disputa e conflito intrapartidário em uma legenda expressiva e já consolidada no município. Outro possível, não necessariamente desconectado com a primeiro, a direção governista (Freitas, 2012; Bins, 2017), em que a troca partidária se orienta na busca de aproximação com o prefeito e/ou governador.

VI. Estudo 3: partidos, candidatos e fragmentação partidária

Por fim, testamos a H3 levando em conta os dados expostos nos estudos 1 e 2. Se no teste da hipótese 1, nosso nível de análise foi o partido; e na hipótese 2, o nível de análise foi o candidato; levamos em conta, no teste da hipótese 3, o município como nível de análise. O objetivo é verificar a diferença da fragmentação (operacionalizada pelo NEP), a partir de variáveis obtidas no nível dos partidos e dos candidatos.

A variável dependente é a diferença do NEP da Câmara de Vereadores entre as duas eleições: ou seja, o NEP da câmara municipal resultante da eleição de 2016 foi subtraído do NEP de 2020. Este, em média, foi de -1,61 partido efetivo. Ou seja, houve uma redução média do NEP entre as duas eleições nos municípios.

A variável independente é uma interação entre o percentual de partidos que superaram o quociente em 2016 e que se reapresentaram em 2020 e o percentual de candidatos que migraram para partidos maiores em $t + 1$ quando comparados a t .⁸

⁸ Para uma interpretação correta, porém, incluímos os termos constitutivos no modelo (Brambor et al., 2006).

Consideramos o percentual de partidos que superaram o quociente eleitoral em 2016 e se reapresentaram em 2020 em relação ao total de partidos que se apresentaram neste último pleito. Por exemplo, no município de Bom Princípio do Piauí-PI, três partidos se lançaram na eleição para a Câmara dos Vereadores em 2020, e todos superaram o quociente eleitoral em 2016. Logo, o valor percentual é de 100%. Esta variável tem o objetivo de mensurar o desempenho eleitoral dos partidos em t (Estudo 1) e possui média de 32,18%. Ou seja, na média, de cada 100 listas que se reapresentaram em 2020, 32 haviam superado o quociente eleitoral em 2016.

No segundo caso, consideramos o percentual de migrantes que foram para partidos maiores em 2020, quando comparadas suas legendas de 2016. Por exemplo, em Passabém-MG, quatro candidatos a vereador trocaram de partido do pleito de 2016 para 2020, todos tiveram como destino legendas maiores às duas em t . Logo, o valor é de 100%. Esta variável tem o objetivo de mensurar o destino dos migrantes (Estudo 2) e possui média de 38,35%. Novamente, de cada 100 candidatos que migraram entre uma eleição e outra, 38 tiveram como destino partidos maiores. As estatísticas descritivas estão disponíveis nos Anexos 2 e 4.

Nossa variável independente principal é a interação entre as duas variáveis acima mencionadas. É esperado que a redução do NEP seja mais intensa nos municípios onde partidos com melhor desempenho se mantiveram no pleito, atraindo candidatos que estavam em partidos menores. Neste sentido, as escolhas de dirigentes e candidatos convergem em um contexto de limitação dos movimentos (proibição das coligações proporcionais). Esta hipótese não esgota as explicações sobre a redução da fragmentação partidária no cenário pós-proibição (Krause et al., 2022; Speck, 2022), mas lança luz sobre os mecanismos que ligam a reforma eleitoral ao cenário já bastante discutido de diminuição do número efetivo de partidos no Brasil.

Como variáveis de controle, incluímos características dos municípios que afetam a fragmentação partidária e foram testadas em outros modelos: o IFDM e a magnitude do distrito. Em ambos os casos, esperamos que tenham relação positiva com a diferença do NEP. Como estamos testando a diferença do NEP entre dois pleitos, incluímos como controle a diferença das duas variáveis. Ou seja, o crescimento/decrescimento do IFDM e da magnitude.

Como a variável dependente é contínua, optamos pelo uso de um modelo de regressão de mínimos quadros ordinários (MQO) para o teste de hipótese. O resultado, apresentado na Tabela 6, indica que nossas expectativas se cumprem. O coeficiente da interação entre as duas variáveis é de -0,002, nos dois modelos (7 e 8).

Em uma situação em que as duas variáveis estivessem na média, a redução do NEP seria de 1,63 (0,02 maior que a média de distribuição da variável) (Figura 2). A princípio este número não parece elevado, mas comprova o

mecanismo de que as estratégias de atores (dirigentes partidários e candidatos) interagem para a redução da fragmentação partidária. Em outras palavras, trata-se de uma hipótese condicional (Brambor et al., 2006). Afinal de contas, isoladamente, cada variável possui efeito positivo sobre a variação do NEP. O crescimento de uma unidade do percentual de partidos que superaram o quociente eleitoral no município em 2016 e se reapresentaram em 2020, representa um acréscimo do NEP de 0,03. No caso da migração, este valor é menor (0,01), mas ainda assim positivo. No entanto, a relação entre as duas variáveis aponta para um sinal negativo. Novamente, um exemplo da relação é ilustrativo. No município de Jacobina do Piauí (PI), o NEP de 2016 foi de 4,76 nas eleições para a Câmara de Vereadores e passa em 2020 para 1,80: redução de 2,96. O município possui pouco mais de quatro mil eleitores, está abaixo da média do IFDM e as vagas para a Câmara são 9. Os três partidos que concorreram em 2020 (em comparação a 10 da eleição anterior), haviam superado o quociente eleitoral em 2016; bem como os quatro candidatos migrantes tiveram como destino essas legendas. Ou seja, as duas variáveis independentes possuíram valor máximo. A redução do NEP foi uma das maiores entre os casos analisados. As variáveis de controle também seguem a direção esperada: quanto maior o aumento da magnitude e desenvolvimento econômico maior tende a ser variação positiva do NEP. Uma cadeira a mais representa, por exemplo, mais 0,16 partidos efetivos; enquanto a variação positiva do IFDM é ainda maior: 2,56 (ponto que discutimos nos outros estudos).

O importante a reter do resultado é de que a interação se mantém estatisticamente significativa. O NEP tende a cair quando há um movimento conjunto de candidatos e partidos, no sentido de migração (primeiro caso) e apresentação da legenda para competir (no segundo). Este resultado dialoga com achados recentes sobre a ideia de fragmentação endógena do sistema partidário brasileiro. O mecanismo apontado por Zucco & Power (2021) e Cheibub et al. (2022), parece ter se enfraquecido em um contexto de alteração das regras, com o fim das coligações proporcionais. Os candidatos parecem não ter migrado para partidos menores no sentido de serem “senhores de sua própria legenda”, no primeiro caso; ou investido em legendas “cascas vazias”, no se-

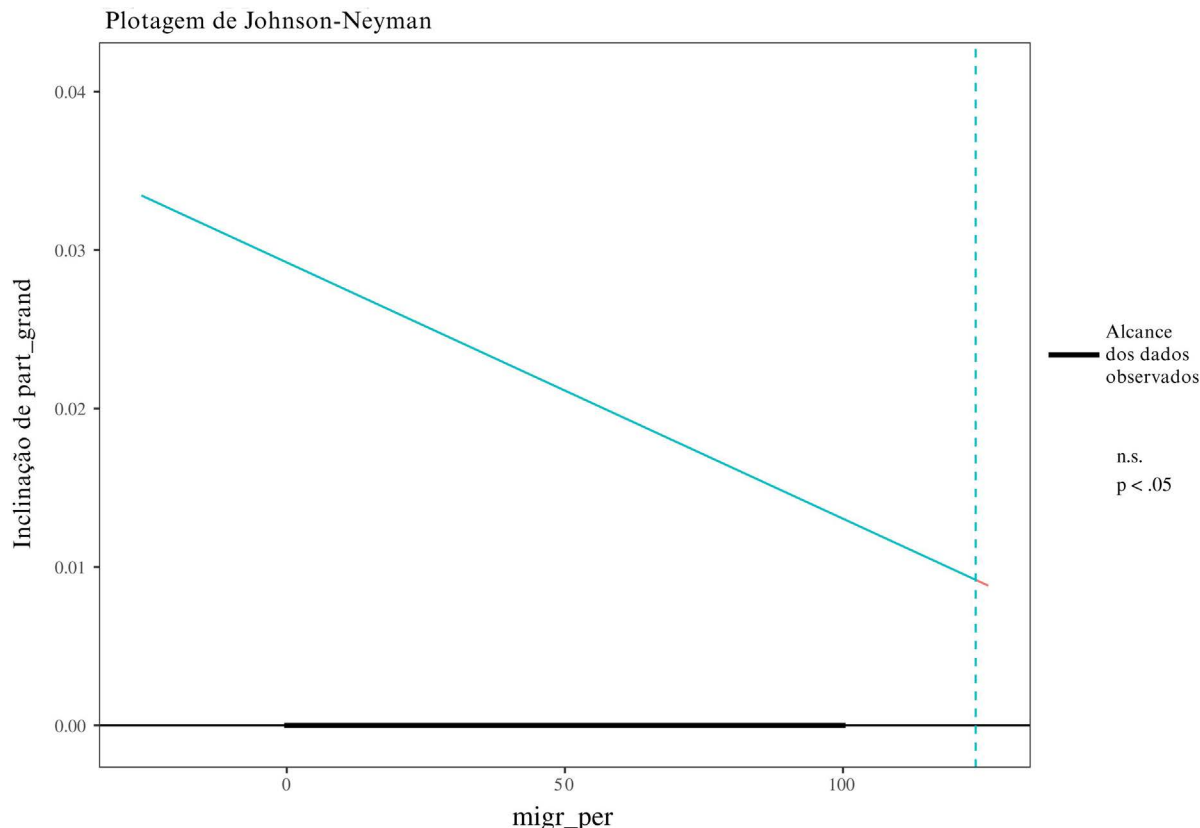
Tabela 6 - Modelos de regressão OLS - Diferença do NEP

Variáveis	Estatísticas	Modelo 7	Modelo 8
Constante	Coefficiente	-2,71 ^{***}	-6,69 ^{***}
	Erro padrão	0,16	0,12
Partidos grandes que se reapresentaram (%)	Coefficiente	0,029 ^{***}	0,030 ^{***}
	Erro padrão	0,001	0,001
Migração partidos maiores (%)	Coefficiente	0,010 ^{***}	0,010 ^{***}
	Erro padrão	0,001	0,001
Partidos grandes que se reapresentaram (%) × Migração partidos maiores (%)	Coefficiente	-0,002 ^{***}	-0,002 ^{***}
	Erro padrão	0,000	0,000
Diferença IFDM	Coefficiente		2,56 ^{***}
	Erro padrão		0,23
Diferença magnitude	Coefficiente		0,160*
	Erro padrão		0,070
N		4913	4676
Rs ² Ajustado		0,04	0,07

Signif. codes: ^{***} = 0.001; ^{**} = 0.01; ^{*} = 0.05.

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do TSE, 2023.

Figura 2 - Interação entre partidos grandes que se rerepresentaram (%) e migração partidos maiores (%)



Fonte: elaboração própria, a partir de dados do TSE, 2023.

gundo. Quando os partidos menores saem do jogo, e os candidatos migram para organizações maiores, há redução da fragmentação partidária.

VII. Discussão e considerações finais

Outros estudos já haviam mostrado que a proibição das coligações nas eleições proporcionais reduziu a fragmentação nas Câmaras Municipais (Santana et al., 2021; Speck, 2022; Viana & Carlomagno, 2021; Krause et al., 2022), confirmando o impacto significativo da mudança.

Neste artigo, procuramos acrescentar um ponto ao argumento, explicitando mecanismos pelos quais a regra produziu seu efeito. Nesse sentido, a intensidade do efeito da regra depende do ambiente. Norma, contexto e atores se inter-relacionam, produzindo dinâmicas e efeitos diferenciados na primeira eleição sem as coligações (Cox, 1997; Ferree et al., 2014).

Partidos avaliaram o seu desempenho na eleição municipal anterior e adotaram estratégias distintas. Em um sistema proporcional altamente fragmentado, um dos poucos indicadores de “planejamento futuro” é o desempenho eleitoral no passado. Neste sentido, a decisão para disputar a eleição sem alianças no município foi impactada pelo desempenho eleitoral no pleito anterior. Ou seja, a permanência na competição em t+1 foi mais provável quanto melhor o desempenho eleitoral da legenda no município no momento t. A decisão para participar nas eleições locais sem alianças também foi impactada pela oferta de vagas disponíveis nas câmaras municipais. Partidos em municí-

pios de maior magnitude apresentaram maior probabilidade de entrar na disputa eleitoral local, dada a maior oferta disponível. Diferenças de desenvolvimento econômico e social também influenciaram na decisão dos partidos de entrarem na disputa municipal. Em cidades com maior desenvolvimento as legendas foram mais propensas a participar das eleições.

A reação dos atores (candidatos) na nova regra de competição revelou uma lógica de diminuição de riscos. A opção foi orientada pelo desempenho retrospectivo da legenda na eleição municipal anterior à regra. O movimento migratório desvela a dinâmica. Por um lado, a chance de o candidato migrar para uma outra legenda, ao concorrer em 2020, foi maior para partidos com pior desempenho em 2016. Por outro, quanto melhor foi o desempenho do partido em 2016, maior sua capacidade de retenção de suas lideranças locais. A pesquisa confirmou achados de estudos sobre a dinâmica da migração partidária no país. O movimento migratório foi mais intenso em legendas de direita, incentivado pela busca de maximização de ganhos de carreiras individuais.

A redução da fragmentação nas Câmaras Municipais apresentou uma dinâmica diferenciada de acordo com o contexto e estratégias dos atores. Ela foi mais intensa onde partidos com melhor performance em 2016 se reapresentaram em 2020 e este movimento estava interagindo com movimentos migratórios na direção desses partidos. Aqui há duas forças em operação: maior “expulsão” de partidos menores e maior “atração” para partidos maiores”. Esse dado dialoga com a literatura recente sobre “fragmentação endógena” no caso brasileiro (Cheibub et al., 2022; Zucco & Power, 2021). Não discordamos desses achados, mas ressaltamos que eles partem do estudo de um contexto (1990-2018), em que novas regras ainda não estavam em vigor (Cheibub et al., 2022). A proibição das coligações, neste caso, altera sobremaneira a *rationale* de dirigentes partidários, candidatos e mandatários.

Bruno Marques Schaefer (brunoschaefer@iesp.uerj.br) é professor de Ciência Política no Instituto de Estudos Sociais e Políticos da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Silvana Krause (krausesilvana@yahoo.com.br) é professora do Programa de pós-graduação em Ciência Política na Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Wagner Pralon Mancuso (pralon@usp.br) é professor de Ciência Política da Escola de Artes, Ciências e Humanidades da Universidade de São Paulo e dos programas de pós-graduação em Ciência Política e em Relações Internacionais da mesma universidade.

Referências

- Ames, B. (2002) *The deadlock of democracy in Brazil*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Amorim Neto, O. & Cox, G.W. (1997) Electoral institutions, cleavage structures, and the number of parties. *American Journal of Political Science*, 41(1), pp. 149-174. DOI
- Bins, M.P.E. (2017) *Migração partidária na Câmara dos Deputados no Brasil: 1999 a 2015: o impacto da Resolução-Tribunal Superior Eleitoral 22.610/2007*. Dissertação de Mestrado em Ciência Política. Lisboa: Instituto Superior de Ciências Sociais e Políticas.
- Bol, D. & Verthé, T. (2016) Strategic voting versus sincere voting. In: E.A. Stein (org) *Oxford research encyclopedia of politics*. Oxford: Oxford University Press.
- Borges, A. (2019) Razões da fragmentação: coligações e estratégias partidárias na presença de eleições majoritárias e proporcionais simultâneas. *Dados*, 62(3):e20170223. DOI
- Brambor, T., Clark, R.W. & Golder M. (2006) Understanding interaction models: improving empirical analyses. *Political Analysis*, 14(1), pp. 63-82.
- Calvo, E., Guarnieri, F. & Limongi, F. (2015) Why coalitions? Party system fragmentation, small party bias, and preferential vote in Brazil. *Electoral Studies*, 39, pp. 219-229. DOI

- Camara, O., Castro, L. & Oliveira, S. (2022) Quão diferente é o sistema político brasileiro? Um estudo comparativo. *Revista E-Legis*, 15(37), pp. 7-37. [DOI](#)
- Carvalho, V. (2014) *Atores Partidários e entrada estratégica em competição eleitoral de múltiplas arenas. A experiência brasileira*. Jundiaí: Paco Editorial, Teresina: EdUFPI.
- Cervi, E.U. & Borba, F. (2019) Os diretórios partidários municipais e o perfil sociodemográfico dos seus membros. *Revista Brasileira de Ciência Política*, 28, pp. 65-92. [DOI](#)
- Cheibub, J.A., Moreira, T., Sin, G. & Tanabe, K. (2022) Dynamic party system fragmentation. *Electoral Studies*, 76, 102440. [DOI](#)
- Cox, G. (1997) *Making votes count: strategic coordination in the world's electoral systems*. Cambridge: Cambridge University Press. [DOI](#)
- Cox, G. (1999) Electoral rules and electoral coordination. *Annual Review of Political Science*, 2(1), pp. 145-161. [DOI](#)
- Damin, C. (2015) Migração partidária na câmara dos deputados em 2013. *Em Debate*, 7(1), pp. 33-49.
- Duverger, M. (1970) [1951] *Os partidos políticos*. São Paulo: Zahar.
- Faganello, M.A. & Fernandes, J.L.M. (2018) Migração partidária nos municípios brasileiros (2000-2016). *Revista de Sociologia e Política*, 26(66), pp. 101-124. [DOI](#)
- Fernandes, A.A.T., Figueiredo Filho, D.B., Rocha, E.C.D. & Nascimento, W.D.S. (2021) Leia este artigo se você quiser aprender regressão logística. *Revista de Sociologia e Política*, 28(74), pp. 1-20. [DOI](#)
- Ferree, K.E., Powell, G.B. & Scheiner, E. (2014) Context, electoral rules, and party systems. *Annual Review of Political Science*, 17(1), pp. 421-439.
- Ferreira, M.C. (2011) As migrações partidárias e a correlação de forças na Câmara dos Deputados (1995-2006). *Revista de Sociologia e Política*, 19(38), pp. 205-215. [DOI](#)
- Freitas, A. (2012) Migração partidária na Câmara dos Deputados de 1987 a 2009. *Dados*, 55(4), pp. 951-986. [DOI](#)
- Freitas, A. (2016) *O presidencialismo da coalizão*. Rio de Janeiro: Fundação Konrad Adenauer.
- Geers, S. & Strömbäck, J. (2019) Patterns of intra-election volatility: the impact of political knowledge. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*, 29(3), pp. 361-380. [DOI](#)
- Gimenes, É.R., Furriel, W.O., Borba, J. & Ribeiro, E.A. (2016) Partidarismo no Brasil: análise longitudinal dos condicionantes da identificação partidária (2002-2014). *Revista Debates*, 10(2), pp. 121-148. [DOI](#)
- Guarnieri, F. (2022). Sistemas eleitorais. In: R.M. Perissinotto, J.C.A. Botelho, B. Bolognesi, M. Batista & M.L. Santos (orgs) *Política comparada: teoria e método*. Rio de Janeiro: EDUERJ, pp. 375-414.
- Hott, H. (2018) *Migração partidária e resultados de política: evidência para municípios brasileiros*. Dissertação de Mestrado. Ribeirão Preto: Universidade de São Paulo.
- Krause, S. & Paiva, D. (2002) Perdas e ganhos. Lideranças políticas brasileiras e instabilidade na representação dos partidos. Lógica nacional X lógica regional (1982-2001). In: C. Pinto & A. Marengo dos Santos (orgs) *Partidos no Cone Sul*. São Paulo: Fundação Konrad Adenauer, pp. 83-132.
- Krause, S., Mancuso, W.P. & Schaefer, B.M. (2022) Regras e ambientes: coligações e seus impactos no Legislativo municipal. In: A. Lavareda & H. Telles (orgs) *Eleições municipais na pandemia*. Rio de Janeiro: Editora Fundação Getúlio Vargas, pp. 269-293.
- Krause, S. & Schaefer, B. (2022) O financiamento partidário na nova democracia partidária: um equilíbrio necessário. In: *Sistematização das normas eleitorais: eixo temático VIII: partidos políticos*. Brasília: Tribunal Superior Eleitoral, pp. 93-124. [DOI](#)
- Lago, I. & Martínez i Coma, F. (2012) Forgetting to make votes count: the role of previous democratic experience. *Electoral Studies*, 31(2), pp. 413-421.
- Lavareda, A. & Alves, V. (2022) Eleições municipais como barômetros ideológicos e a ciclicidade eleitoral da Nova República In: A. Lavareda & H. Telles (orgs) *Eleições municipais na pandemia*. Rio de Janeiro: Editora Fundação Getúlio Vargas, pp. 13-78.
- Limongi, F. & Vassellai, F. (2018) Entries and withdrawals: electoral coordination across different offices and the Brazilian party systems. *Brazilian Political Science Review*, 12(3), e0001. [DOI](#)
- Lipset, S. & Rokkan, S. (1967) *Party systems and voter alignments: cross-national perspectives*. New York: The Free Press.
- Mainwaring, S. (1999) *Rethinking party systems in the third wave of democratization: the case of Brazil*. Redwood City: Stanford University Press.
- Marchetti, V. (2010) O TSE (Tribunal Superior Eleitoral) e a “verticalização” das coligações. In: S. Krause, H. Dantas & Miguel, L. (orgs) *Coligações partidárias na nova democracia brasileira. Perfis e tendências*. São Paulo: Fundação Editora da Unesp. São Paulo: Fundação Konrad Adenauer, pp. 165-186.
- Melo, C.R. (2011) Individualismo e partidarismo em doze estados brasileiros. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 26(75), pp. 57-71. [DOI](#)
- Melo, C.R. (2019) Por que chegamos a tanto e que importância isso tem? Considerações sobre a fragmentação partidária no Brasil. In: G. Perlin & M.L. Santos (orgs) *Presidencialismo de coalizão em movimento*. Brasília: Edições Câmara.
- Miguel, L.F. & Assis, P.P.F.B. de (2016) Coligações eleitorais e fragmentação das bancadas parlamentares no Brasil: simulações a partir das eleições de 2014. *Revista de Sociologia e Política*, 24(60), pp. 29-46. [DOI](#)
- Mirzaei, S., Borzadaran, G.R.M., Amini, M. & Jabbari, H. (2017) A comparative study of the Gini coefficient estimators based on the regression approach. *Communications for Statistical Applications and Methods*, 24(4), pp. 339-351. [DOI](#)

- Nicolau, J. (1996) *Multipartidarismo e democracia: um estudo sobre o sistema partidário brasileiro (1985-94)*. Rio de Janeiro: Editora Fundação Getúlio Vargas.
- Ordeshook, P.C. & Shvetsova, O.V. (1994) Ethnic heterogeneity, district magnitude and the number of parties. *American Journal of Political Science*, 38(1), pp. 100-123. DOI
- Riera, P. & Cantú, F. (2022) Electoral systems and ideological voting. *European Political Science Review*, 14(4), pp. 463-481. DOI
- Riker, W.H. (1982) The two-party system and Duverger's law: an essay on the history of political science. *American Political Science Review*, 76(4), pp. 753-766. DOI
- Santana, L., Vasquez, V. & Veras de Sandes-Freitas, V.E. (2021) Los efectos del fin de las coaliciones electorales de Brasil en 2020. *Revista Elecciones*, 20(21), pp. 77-100. DOI
- Schaefer, B.M. (2022) Eleições 2022 nos estados brasileiros: desafios aos novos governadores. *Cadernos Adenauer*, XXIII, 4. Disponível em: <<https://www.kas.de/documents/265553/19294631/Cad2022.4+web+-+cap%C3%ADtulo+7.pdf/43d45ecb-7066-416d-9cb1-848742daa011?t=1670518532583>>. Acesso em: 22 de fev. 2024.
- Schmitt, R. (1999) Migração partidária e reeleição na Câmara dos Deputados. *Novos Estudos Cebrap*, 2(540), pp. 127-146.
- Speck, B. (2022) Os efeitos da ausência das coligações proporcionais nas eleições para vereador. In: A. Lavareda & H. Telles (orgs) *Eleições municipais na pandemia*. São Paulo: Editora Fundação Getúlio Vargas, pp. 295-330.
- Stoll, H. (2013) *Changing societies, changing party systems*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Taagepera, R. (2007) *Predicting party sizes: the logic of simple electoral systems*. Oxford: Oxford University Press.
- Tavits, M. & Annus, T. (2006) Learning to make votes count: the role of democratic experience. *Electoral Studies*, pp. 72-90. DOI
- Ventura, T. (2021) Do mayors matter? Reverse coattails on congressional elections in Brazil. *Electoral Studies*, 69, 102242. DOI
- Viana, J.P., Carlomagno, M. (2021) Os impactos do fim das coligações proporcionais no sistema eleitoral brasileiro. *Cadernos Adenauer*, XXII, 1, pp. 9-24.
- Wolinetz, S. (2002) Beyond the catch-all party: approaches to the study of parties and party organization in contemporary democracies. In: R. Gunther, J.R. Montero & J. Linz (orgs) *Political parties. Old concept and new challenges*. Oxford: Oxford University Press, 2002, pp. 136-165.
- Zucco, C. & Power, T.J. (2021) Fragmentation without cleavages? Endogenous fractionalization in the Brazilian party system. *Comparative Politics*, 53(3), pp. 477-500. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/27090037>>. Acesso em: 22 de fev. 2024.

Effects of prohibition of coalitions in proportional elections on party and candidate behavior

Keywords: party coalitions, proportional elections, party fragmentation, Effective Number of Parties, logistic regression.

ABSTRACT Introduction: Research indicates that the prohibition of party coalitions in proportional elections reduced party fragmentation in Brazilian Municipal Legislatures in 2020. However, existing studies have focused solely on the effect of the new legal rule on the party system at the local level. This article presents an alternative analysis to explore: 1) the influence of parties' electoral results in 2016 on their decisions to field candidates in 2020; 2) the impact of the electoral performance in 2016 on candidate party-switching in 2020; and 3) whether varying strategies employed by political elites (encompassing both party leaders and candidates) have influenced the level of party fragmentation. **Materials and methods:** We utilized data on party and individual performance in municipal proportional elections from 2016 to 2020, examining three units of analysis: municipality, party, and candidate. Various statistical methods, including binary logistic regression, multinomial regression, and linear regression, were employed to assess the impact of the prohibition of proportional coalitions on the behavior of political actors. **Results:** Our research reveals that higher party performance in 2016 increased the likelihood of fielding candidates in 2020 and reduced the probability of candidate defection from their initial party. Moreover, the interplay between strategies adopted by parties and candidates significantly influenced party fragmentation, as measured by the Effective Number of Parties. **Discussion:** The findings presented in our study significantly enhance our understanding of the implications of discontinuing proportional coalitions in Brazil. In addition to revealing a reduction in party fragmentation, our research underscores that this effect is mediated by the behavior of political elites, whether in the decision to field candidates (at the party level) or in the decision to migrate or remain in the same party (at the candidate level).

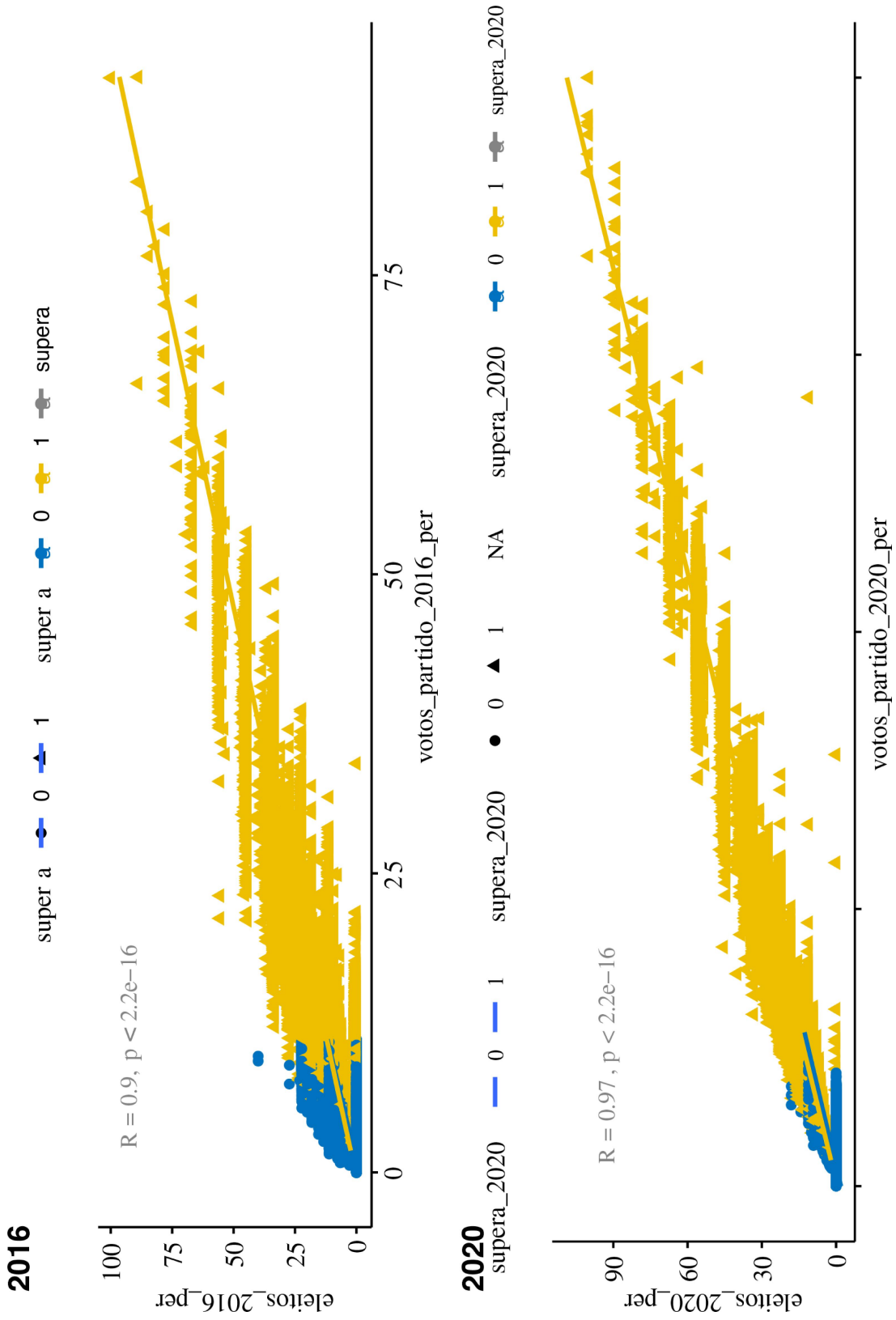


This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Anexos

Os gráficos e tabelas a seguir fazem parte dos Anexos:

Anexo 1 - Correlação entre votos (%) e cadeiras (%), em 2016 e 2020



Fonte: elaboração própria, a partir de dados do TSE, 2023.

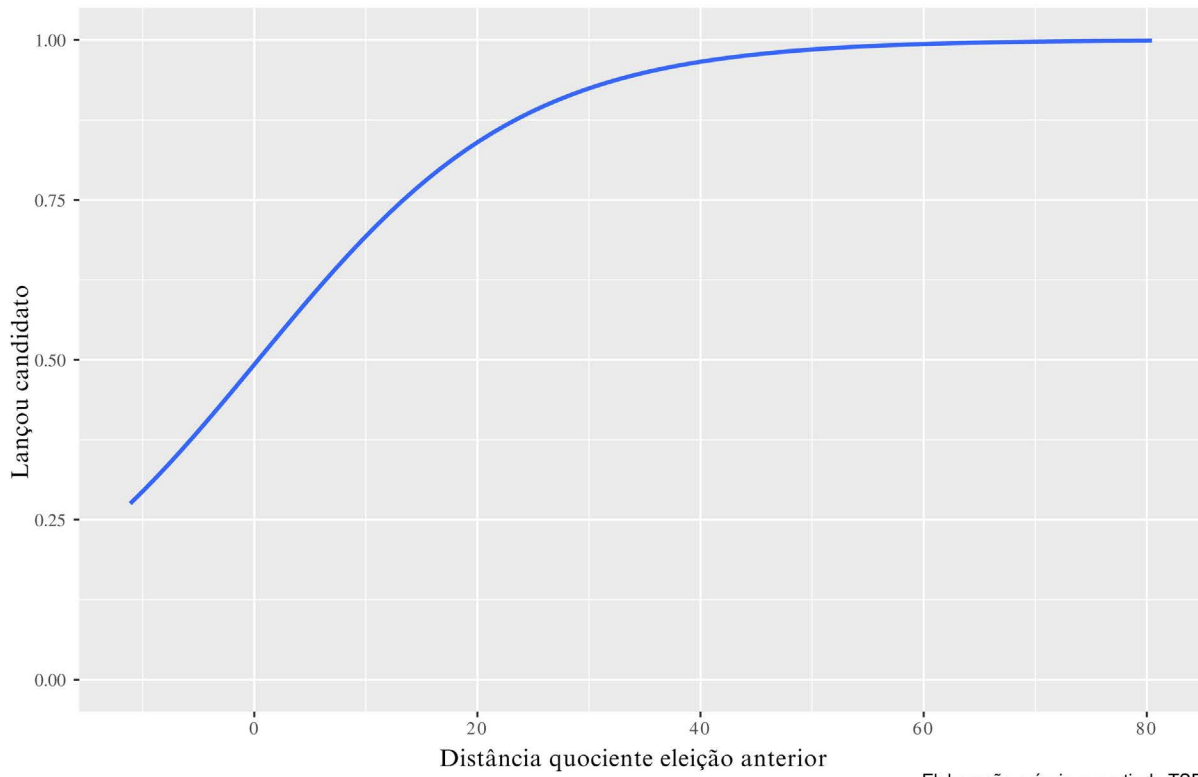
Anexo 2 - Estatísticas descritivas Estudo 1

Variável	N	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Lançou candidato	72310				
Não	40081	55.4%			
Sim	32229	44.6%			
Distância quociente (%)	72310	9.54	1.985	1.818	11.111
Ideologia	72310	0.205	0.401	-0.84	0.76
Magnitude	72310	11.239	3.826	7	55
IFDM	69833	0.669	0.1	0.321	0.901

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do TSE, 2023.

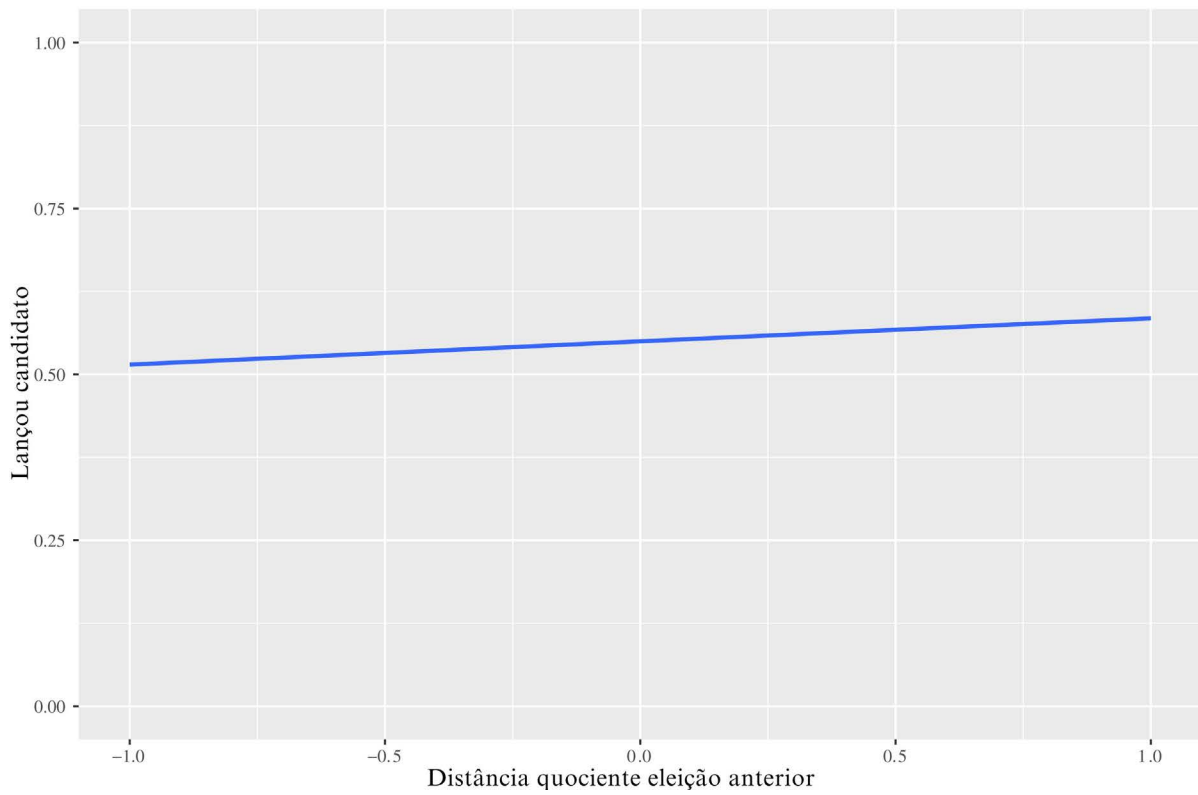
Anexo 3 - Relação entre distância quociente (%) Eleição anterior e a probabilidade de lançar candidatos na eleição seguinte

Modelo 1



Elaboração própria, a partir do TSE

Modelo 3



Fonte: elaboração própria, a partir de dados do TSE, 2023.

Anexo 4 - Estatísticas descritivas Estudo 2

Variável	N	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Tipo migração	131156				
... Mesmo partido	43910	33.5%			
... Partido maior	37597	28.7%			
... Partido menor	49649	37.9%			
Distância quociente (%)	116773	3.841	9.975	-11.099	80.459
Eleito 2016	131156	0.306	0.461	0	1
Ideologia	116807	0.229	0.381	-0.84	0.76
Magnitude	116807	12.647	5.768	7	55
IFDM	114125	0.702	0.092	0.353	0.901

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do TSE, 2023.