UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE FILOSOFIA, LETRAS E CIÊNCIAS HUMANAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIA POLÍTICA

YURI LUCATELLI TABA

MAGNITUDE DO DISTRITO E FRAGMENTAÇÃO PARTIDÁRIA EM ELEIÇÕES MUNICIPAIS NO BRASIL

São Paulo
2021

YURI LUCATELLI TABA

MAGNITUDE DO DISTRITO E FRAGMENTAÇÃO PARTIDÁRIA EM ELEIÇÕES MUNICIPAIS NO BRASIL

Dissertação apresentada ao Departamento de Ciência Política da Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo para obtenção do título de Mestre em Ciência Política.

Orientador: Prof. Dr. Glauco Peres da Silva

São Paulo
2021

FICHA DE APROVAÇÃO

Nome: TABA, Yuri Lucatelli.

Título: Magnitude do distrito e fragmentação partidária em eleições municipais no Brasil.

Dissertação apresentada ao Departamento de Ciência Política da Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo para obtenção do título de Mestre em Ciência Política.

Orientador: Prof. Dr. Glauco Peres da Silva

Aprovação em:

Banca examinadora:

Prof. Dr. **Instituição:**
Julgamento: **Assinatura:**

Profa. Dra. **Instituição:**
Julgamento: **Assinatura:**

Prof. Dr. **Instituição:**
Julgamento: **Assinatura:**

Para Ana e Edgar, meus pais

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço aos meus pais pelo suporte, carinho e dedicação. Infelizmente, minha mãe, Ana, não vai conseguir ler este trabalho, mas tenho certeza que ela sempre teve noção da importância dela em minha trajetória, assim como hoje sei a dimensão de tudo que ela fez por mim. Por mais que seja difícil lidar com essa falta, meu pai, Edgar, foi meu grande companheiro durante a escrita da dissertação e, em meio a uma pandemia, ouviu meus desabafos às vezes não muito amigáveis.

Agradeço ao meu orientador, Glauco, com quem sempre encontrei uma porta aberta e atenção para os problemas do mestrado, das disciplinas e da vida. Uma referência como pessoa, pesquisador e professor.

Além do próprio Glauco, agradeço a Fernando Limongi, Jonathan Phillips e Lorena Barberia pelas melhores aulas que tive na vida, que não serviram apenas para aprendizado, mas também como inspiração para toda a carreira.

O meu muito obrigado à Capes e à Fapesp (processo 2019/04711-5) pela bolsa concedida.

Agradeço à Graziele, Lucas Gelape, Pedro, Lucas Câmara e Camila pelas reuniões do grupo de estudos eleitorais em que muito aprendi e me senti tão bem acolhido e por todas as conversas, almoços e conselhos.

O mestrado me apresentou pessoas incríveis que foram essenciais em toda a trajetória e, ainda, reforçou uma amizade de longa data. Muito obrigado ao Paulo pelos anos de companheirismo e ao Gabriel Nunes, Rodrigo Mahlmeister Akira Medeiros, Larissa Kerber, Helena Funari, Ana Laura Ferrari.

Agradeço a todos os pesquisadores incríveis do time do NECI em nome da Joyce, quem me ajudou em incontáveis situações.

Também não posso deixar de agradecer à Lara Mesquita e Humberto Dantas pelo apoio e direcionamento nos anos anteriores à minha entrada no DCP.

E aos meus amigos que, quando ainda podíamos sentar em uma mesa de bar, tinham que ouvir sobre o que acabou virando esta dissertação.

RESUMO

O aumento da magnitude do distrito causa maior fragmentação partidária mesmo em sistemas de representação proporcional com elevado número de cadeiras em disputa? A literatura identifica obstáculos ao comportamento estratégico dos atores políticos quando a magnitude do distrito é maior do que cinco cadeiras. Como consequência, espera-se que a relação positiva entre o número de cadeiras em disputa e o número efetivo de partidos também desapareça nestes cenários. Para verificar esta questão, a pesquisa mobiliza duas mudanças de magnitude do distrito realizadas em eleições municipais brasileiras pela Justiça Eleitoral e Congresso Nacional. Estas mudanças permitem a utilização de técnicas que buscam a identificação causal dos efeitos do aumento da magnitude do distrito em contextos em que o número inicial de cadeiras em disputa já é elevado. Os testes são realizados com grupos de variáveis que captam a fragmentação ao nível dos partidos, coligações e candidaturas. Os resultados apontam o efeito causal das mudanças estudadas sobre a fragmentação partidária dentro das câmaras municipais e nas disputas para as prefeituras municipais, e sobre o tamanho e quantidade de coligações nas competições. Estes resultados não são consistentes entre as duas mudanças de magnitude abordadas. Este fator em conjunto com a ausência de resultados significativos em variáveis que captam a dispersão da votação e entrada dos partidos políticos direcionam à discussão sobre os diferentes incentivos postos às eleições municipais quando comparadas às eleições para as câmaras baixas nacionais, que geralmente são o foco da literatura.

Palavras-chave: magnitude do distrito; fragmentação partidária; instituições eleitorais; representação proporcional de lista aberta; inferência causal.

ABSTRACT

Does the increase in district's magnitude size results in higher party fragmentation even at proportional representation systems with a large number of seats being contested? The literature identifies limits to political actors' strategic behavior when district magnitude is higher than five. As a consequence, the expectative is that the positive relationship between the number of seats and the effective number of parties will fade out. To adress this question, this research takes advantage from two different changes in district magnitude for local elections in Brazil executed by the Electoral Court and the National Congress. Using this changes it is possible to apply techniques aiming the causal effects of these increases in district magnitude in contexts where the number of seats is already initially large. Tests measures effects over outcomes that aim to capture the fragmentation in number of parties, pre-electoral coalitions and candidates. Results shows causal effects over the effective number of parties in seats, effective number of parties in votes in the election for the local Executive office, and over the size and number of pre-electoral coalitions. Those results are not consistent through the two changes of district magnitude. This fact, as the absence of statistically significant results in tests considering outcomes that measures the dispersion of votes and party entry, leads to the discussion about different incentives coming from the electoral rules in local elections when compared to those for the national lower house, which usually are the literature's object.

Key words: district magnitude; party fragmentation; electoral institutions; open list proportional representation; causal inference.

SUMÁRIO

1. Introdução 13
2. Instituições eleitorais e sistema partidário 18
2.1. Magnitude do distrito, estrutura social e fragmentação partidária 18
2.2. Comportamento estratégico dos atores políticos 22
2.3. Identificação causal dos efeitos das regras eleitorais 27
3. Análise empírica 31
3.1. Apresentação das mudanças de magnitude 31
3.2. Apresentação do desenho de pesquisa 33
4. Resultados 40
4.1. Mudanças de magnitude realizadas a partir da Resolução do TSE em 2004. Análise com regressão descontínua *sharp*. 40
4.1.1. Número de partidos 41
4.1.2. Coligações 43
4.1.3. Número de candidatos 44
4.2. Mudanças de magnitude realizadas a partir da Emenda Constitucional n.58 de 2009. Análise com regressão descontínua *fuzzy*. 46
4.2.1. Número de partidos 47
4.2.2. Coligações 50
4.2.3. Número de candidatos 52
4.3. Mudanças de magnitude realizadas a partir da Emenda Constitucional n.58 de 2009. Análise por *difference-in-differences*. 54
4.3.1. Número de partidos 55
4.3.2. Coligações 62
4.3.3. Número de candidatos 65
4.4. Análise dos resultados 68
5. Considerações finais 73
Apêndices 75
Referências 94

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas descritivas sobre a magnitude do distrito dos municípios brasileiros entre 2000 e 2016 32
Tabela 2: média da diferença de magnitude entre 2004 e 2000 por faixas de população (bandwidths): 36
Tabela 3: faixas populacionais definindo as magnitudes dos distritos a partir da Resolução do TSE nº 21.702 de 2004 75
Tabela 4: faixas populacionais definindo as magnitudes dos distritos a partir da Emenda Constitucional n.58 de 2009 76
Tabela 5: resultados *sharp* RDD com mudanças de magnitude a partir da Resolução do TSE em 2004 78
Tabela 6: resultados *fuzzy* RD com mudanças de magnitude a partir da Emenda Constitucional n.58. Amostra completa 84
Tabela 7: resultados fuzzy RD com mudanças de magnitude a partir da Emenda Constitucional n.58. Amostra filtrada com municípios com M = 9 desde 2000. 85
Tabela 8: resultados differences-in-differences considerando amostra completa, erros padrão clusterizados por município e controles 90
Tabela 9: resultados differences-in-differences considerando amostra filtrada apenas com município com M = 9 desde 2000, erros padrão clusterizados por município e controles 91
Tabela 10: resultados differences-in-differences considerando amostra completa, sem controles e clusters 92
Tabela 11: resultados differences-in-differences considerando amostra filtrada, sem controles e clusters 92

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de partidos. Bandwidth = 10.000. Limiar = 47.619 habitantes. 41
Gráfico 2: efeito médio do tratamento local sobre as variáveis que consideram a fragmentação em coligações pré-eleitorais. Bandwidth = 10.000. Limiar = 47.619 habitantes..... 44
Gráfico 3: efeito médio do tratamento local sobre as variáveis que consideram a fragmentação em número de candidaturas. Bandwidth = 10.000. Limiar = 47.619 habitantes. 45
Gráfico 4: efeito médio local do tratamento sobre variáveis de número de partidos. RD fuzzy. Optimal bandwidth. Limiar = 15.000 habitantes. 47
Gráfico 5: efeito médio local do tratamento sobre variáveis que consideram a fragmentação em coligações pré-eleitorais. RD fuzzy. Optimal bandwidth. Limiar = 15.000 habitantes. 51
Gráfico 6: efeito médio local do tratamento sobre variáveis que consideram a fragmentação em número de candidaturas. RD fuzzy. Optimal bandwidth. Limiar = 15.000 habitantes..... 52
Gráfico 7: tendência temporal para as variáveis de número de partidos com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra completa. 56
Gráfico 8: tendência temporal para as variáveis de número de partidos com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra filtrada. 57
Gráfico 9: resultados difference-in-differences para as variáveis de número de partidos com amostra completa 59
Gráfico 10: resultados difference-in-differences para as variáveis de número de partidos com amostra filtrada 59
Gráfico 11: tendência temporal para as variáveis de coligações com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra completa. 62
Gráfico 12: tendência temporal para as variáveis de coligações com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra filtrada. 62
Gráfico 13: resultados differences-in-differences para as variáveis que consideram a fragmentação em coligações pré-eleitorais com amostra completa 63
Gráfico 14: resultados differences-in-differences para as variáveis que consideram a fragmentação em coligações pré-eleitorais com amostra filtrada 63
Gráfico 15: tendência temporal para as variáveis de número de candidatos com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra completa. 65

Gráfico 16: tendência temporal para as variáveis de número de candidatos com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra filtrada. 65
Gráfico 17: resultados differences-in-differences para as variáveis que consideram a fragmentação em número de candidatos com amostra completa 66
Gráfico 18: resultados differences-in-differences para as variáveis que consideram a fragmentação em número de candidatos com amostra filtrada 66
Gráfico 19: Resolução TSE – RD sharp. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de partidos 77
Gráfico 20: Resolução TSE – RD sharp. Efeito feito médio do tratamento local sobre as variáveis de coligações 77
Gráfico 21: Resolução TSE – RD sharp. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de candidatos 78
Gráfico 22: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de partidos. Amostra completa. 81
Gráfico 23: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de coligações. Amostra completa. 81
Gráfico 24: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de candidatos. Amostra completa. 82
Gráfico 25: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de partidos. Amostra filtrada. 82
Gráfico 26: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de coligações. Amostra filtrada 83
Gráfico 27: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de candidatos. Amostra filtrada. 83
Gráfico 28: Emenda Constitucional 58 – *difference-in-differences*. Resultados dos testes com variáveis de número de partidos sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra completa. 87
Gráfico 29: Emenda Constitucional 58 – *difference-in-differences*. Resultados dos testes com variáveis de coligações sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra completa. 88
Gráfico 30: Emenda Constitucional 58 – *difference-in-differences*. Resultados dos testes com variáveis de número de candidatos sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra completa 88

Gráfico 31: Emenda Constitucional 58 – *difference-in-differences*. Resultados dos testes com variáveis de número de partidos sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra filtrada. 89
Gráfico 32: Emenda Constitucional 58 – difference-in-differences. Resultados dos testes com variáveis de coligações sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra filtrada. 89
Gráfico 33: Emenda Constitucional 58 – difference-in-differences. Resultados dos testes com variáveis de número de candidatos sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra filtrada. 90

1. Introdução

Diferentes regras eleitorais produzem diferentes incentivos para o comportamento dos atores políticos. Um dos principais fatores de diferenciação entre sistemas eleitorais é a quantidade de cadeiras que estão em disputa em cada um deles. Na literatura, há estudos sobre diversos fatores políticos que podem ser afetados pelo número de vagas a serem preenchidas por eleições legislativas: corrupção (Chang e Golder, 2007), performance econômica (Coppedge, 1997), gastos governamentais (Edwards e Thomes, 2007; Mignozzetti e Cepaluni, 2019), concentração espacial das votações (Silva, 2017) e representação feminina (Meireles e Andrade, 2017).

Esta pesquisa tem como objetivo verificar a relação entre magnitude do distrito e fragmentação partidária em eleições sob o sistema de representação proporcional de lista aberta brasileiro que é reconhecido por possuir um alto número de cadeiras a serem preenchidas em seus distritos eleitorais. Esta regra é utilizada para a eleição de deputados federais, deputados estaduais e vereadores, e a menor magnitude para a disputa de cada um destes cargos é de 8, 24 e 9 cadeiras, respectivamente.

O foco desta pesquisa está nas eleições para vereadores. Como estas eleições ocorrem sob as mesmas regras utilizadas nas eleições de deputados federais e estaduais, seu estudo pode ajudar o entendimento dos incentivos institucionais presentes em todos os pleitos. O Brasil possui mais de 5500 municípios com diversos tamanhos de magnitude do distrito, fornecendo oportunidades de pesquisa que podem ser limitadas nas eleições para deputados nas 27 unidades da federação.

Seguindo as proposições de Duverger (1951), as evidências mais consistentes sobre a relação entre regras eleitorais e sistemas partidários são as que lidam com eleições sob o sistema de *plurality*, em que apenas uma cadeira está em disputa e o partido com maior votação vence. Segundo a literatura, estas eleições geram fortes incentivos para limitar a fragmentação eleitoral, formando sistemas bipartidários ao nível do distrito. Cox (1997) verifica que estes incentivos também podem ser observados em sistemas proporcionais, mesmo que estes geralmente correspondam a sistemas multipartidários, identificando um padrão de M + 1 competidores efetivos nestas eleições, onde M representa o número de cadeiras em disputa. Entretanto, o autor destaca que estes incentivos desaparecem quando a magnitude do distrito supera as cinco cadeiras.

O desaparecimento dos incentivos para comportamentos que limitam a fragmentação em M + 1 competidores se dá pela maior dificuldade em atender aos pressupostos informacionais e estratégicos necessários para que o fenômeno ocorra. Com o aumento da magnitude do distrito, menor é a capacidade de identificação das candidaturas viáveis e inviáveis e o subsequente comportamento estratégico de partidos, candidatos e eleitores, uma vez que a decisão do voto ou do lançamento da candidatura pode depender de tal identificação de viabilidade.

Dessa maneira, se por um lado há a questão de que os incentivos estratégicos dos sistemas eleitorais desaparecem quando a marca das cinco cadeiras em disputa é atingida, por outro há a ideia de que quanto maior a magnitude do distrito, maior o nível de fragmentação partidária esperado. Nota-se que há um aspecto controverso nestas afirmações. Se, por exemplo, um distrito que tinha cinco cadeiras em disputa no instante t passa a ter seis cadeiras no momento $t+1$, a ausência de incentivos estratégicos para os atores leva à conclusão de que não haverá alteração na fragmentação partidária neste distrito, enquanto o pressuposto de relação positiva entre maior magnitude do distrito e maior número de concorrentes direciona para a maior fragmentação em $t+1$.

Esta pesquisa propõe uma série de testes que visam captar as consequências deste aumento da magnitude do distrito sobre variáveis que medem a fragmentação partidária e que dão pistas sobre o comportamento estratégico de partidos, candidatos e eleitores em contextos com mais de cinco vagas em disputa. Para tanto, são utilizadas mudanças no número de cadeiras encabeçadas pela Justiça Eleitoral e pelo Congresso Nacional que redefiniram este número de maneira proporcional à população dos municípios, criando critérios objetivos que determinaram a magnitude do distrito de acordo com faixas populacionais.

Estas mudanças abrem oportunidades para driblar o obstáculo da endogeneidade existente na relação entre regras eleitorais e sistemas partidários e permitem a identificação causal dos efeitos do aumento da magnitude do distrito sobre as variáveis de interesse. As faixas populacionais que definem o número de cadeiras de cada município tornam possível a utilização destas descontinuidades em experimentos naturais utilizando regressão descontínua e em estudos observacionais como a abordagem por *difference-in-differences*.

Ainda que as eleições municipais ofereçam oportunidades para testar a teoria em sistemas com alta magnitude do distrito, é importante ressaltar que estes pleitos não são os mais relevantes do ponto de vista da formação e funcionamento do sistema partidário brasileiro. Os municípios são as mais baixas unidades da federação e seus vereadores controlam recursos e poderes

limitados às questões de ordem local. É razoável propor que os incentivos mais importantes à composição do sistema partidário nacional estão em eleições nas quais as *stakes* em jogo são maiores, como as para Deputado Federal, que têm como distritos eleitorais os territórios estaduais.

Originalmente, a teoria proposta por Duverger (1951) buscava a explicação de sistemas partidários nacionais, ainda que o funcionamento de seus mecanismos estivesse nos distritos eleitorais. Alguns autores propuseram argumentos para a "projeção" da fragmentação partidária ao nível do distrito, fruto dos incentivos das regras eleitorais, para os sistemas partidários nacionais. Ainda que seja um ponto debatido pela literatura, compreende-se que esta projeção ocorre por uma nova rodada de coordenação entre os atores políticos, neste caso com o destaque para as elites políticas, podendo gerar um sistema partidário de acordo com as expectativas teóricas ou não (Cox, 1997; Ferree et al., 2014).

Nesta pesquisa, esta lógica é aproveitada para fazer um movimento distinto. O sistema partidário nacional permeia as análises desenvolvidas apenas como um limite ao qual a fragmentação partidária no nível municipal pode chegar. Isto é, o número de partidos competindo em eleições municipais é, por via de regra, um subconjunto do número de partidos ao nível nacional e este número pode ser influenciado tanto pelas próprias regras eleitorais quanto por fatores contextuais relacionados às estratégias partidárias em eleições para outros níveis que podem ou não alterar a expectativa teórica de maior fragmentação partidária na medida em que a magnitude do distrito aumenta.

Dito de outra maneira, assim como a projeção da fragmentação partidária ao nível do distrito em direção à composição do sistema partidário nacional pode culminar em um resultado distinto do esperado pelas regras eleitorais, tendo em vista os fatores contextuais que podem afetar a nova rodada de coordenação entre a elite política, o estudo dos efeitos da magnitude do distrito sobre a fragmentação partidária municipal também está sujeito a estas alterações causadas por diferentes fatores contextuais.

Em termos meramente ilustrativos, supõe-se que o partido A conta com 10 deputadas eleitas na Câmara dos Deputados, porém nenhuma delas é do estado X. Como estratégia para conquistar uma das cadeiras em disputa neste estado, o partido A organiza suas lideranças e conclui que uma boa estratégia para realizar o objetivo seria possuir representantes em municípios que até então não contavam com a participação deste partido. Uma das soluções, portanto, seria entrar em mais disputas municipais com a finalidade de eleger vereadoras que

possam servir de cabos eleitorais nas eleições seguintes para a Câmara dos Deputados. Neste caso, o aumento da fragmentação eleitoral que eventualmente ocorreria nos municípios do estado X, não se daria por incentivos provenientes das eleições municipais e suas regras em si, mas por objetivos e estratégias traçadas pelo partido para buscar o sucesso em um jogo no qual os recursos em disputa são maiores.

Com base nestes problemas expostos, as perguntas de pesquisa que direcionam este estudo são: o aumento da magnitude do distrito causa maior fragmentação partidária mesmo em sistemas de representação proporcional com elevado número de cadeiras em disputa? Há complicações no comportamento estratégico dos atores políticos postos por este aumento da magnitude do distrito? Ou seja, mais cadeiras a serem preenchidas dificultam a coordenação de partidos, candidatos e eleitores mesmo quando seu número inicial já é elevado? Por fim, há indícios de que outros fatores além da magnitude do distrito operam para afetar a fragmentação partidária nos municípios brasileiros?

De maneira geral, os resultados encontrados identificam efeito causal do aumento da magnitude do distrito sobre a fragmentação partidária dentro das câmaras municipais, medida pelo peso de cada partido em número de assentos, indicando que mais cadeiras em disputa gerou maior dispersão no controle destas cadeiras. Ainda, há evidências de contaminação dos efeitos do aumento do número de cadeiras a serem preenchidas nas eleições para vereadores sobre o número efetivo de partidos nas eleições para as prefeituras municipais, apontando que os atalhos informacionais utilizados pelos eleitores nestas eleições simultâneas os fizeram dispersar mais a sua votação entre os candidatos para prefeito em contextos onde mais cadeiras de vereador estavam em jogo.

Por fim, os resultados apontam para uma relação de causalidade entre o aumento da magnitude do distrito e o tamanho médio das coligações eleitorais nos distritos. As evidências são de efeito positivo, ou seja, mais cadeiras em disputa resultaram na formação de coligações maiores. Este efeito, como será visto, está na direção oposta ao previamente esperado.

Todavia, os resultados não são consistentes entre todas as abordagens e oportunidades de desenho de pesquisa apresentados. Efeitos causais encontrados a partir do aumento da magnitude do distrito realizada pela Justiça Eleitoral desaparecem quando se considera o aumento encabeçado pelo Congresso Nacional e vice-versa.

Este ponto, em conjunto com a falta de evidências de efeito do aumento do número de vagas em disputa sobre outras variáveis utilizadas para medir a fragmentação partidária, direciona à discussão sobre o desaparecimento dos incentivos estratégicos aos atores políticos em contextos de alta magnitude e aos diferentes fatores contextuais que a relação entre magnitude do distrito e sistema partidário está sujeita em eleições municipais.

Para além deste capítulo introdutório, o capítulo 2 apresenta uma revisão de parte das produções relevantes para o posicionamento da pergunta de pesquisa mobilizada, bem como das técnicas e variáveis utilizadas pela literatura. O capítulo 3 apresenta o desenho de pesquisa, os testes, os resultados e sua análise. Ao final, o capítulo 4 apresenta as considerações finais da pesquisa.

2. Instituições eleitorais e sistema partidário

Esta seção conta com uma breve revisão da bibliografia sobre a relação entre regras eleitorais e o número efetivo de partidos.[1]

2.1. Magnitude do distrito, estrutura social e fragmentação partidária

Ainda que se tenha ciência de estudos sobre as consequências das regras eleitorais ao menos desde o século XIX, esta temática recebeu atenção crescente a partir dos trabalhos de Maurice Duverger (1951) e Douglas Rae (1967). Enquanto a teoria de Duverger mobiliza pesquisas até hoje, talvez o principal ponto de início da literatura empírica tenha sido o livro de Rae "*The political consequences of electoral laws*".

As proposições de Duverger (1951) fazem referência ao número de partidos que compõem um sistema partidário sob determinadas regras e estrutura social. Riker (1982) as organizou em duas partes: a primeira é a Lei de Duverger, a qual propõe que leis eleitorais de maioria simples (*plurality*) e de cédula única com um turno favorecem um sistema bipartidário, não importando as clivagens sociais existentes; e a segunda é a Hipótese de Duverger, que constata a tendência de não redução do número de legendas em sistemas eleitorais de representação proporcional ou que possuam segundo turno, caso o número de clivagens sociais incentive a formação de mais partidos, formando um sistema multipartidário. Como será notado adiante, estas ideias fazem parte de um raciocínio mais complexo, mas, a título de clareza e objetividade, as proposições serão assim chamadas a partir de agora.

Nota-se que um fator central das proposições de Duverger é a quantidade de candidaturas que são eleitas sob determinado sistema eleitoral. O fato de uma ou mais cadeiras estarem em jogo é crucial para a explicação do tamanho do sistema partidário, sendo a magnitude do distrito considerada uma das principais variáveis do sistema eleitoral e relevante para o estudo das consequências das instituições eleitorais também por ser facilmente quantificada e comparada.

Com a finalidade de apontar os mecanismos pelos quais as regras eleitorais influem no sistema partidário, Duverger (1951) apresenta os efeitos mecânicos e psicológicos. No primeiro caso, trata-se da tradução dos votos em assentos e o grau de desproporcionalidade que os sistemas

[1] Ao longo do texto, quando há referência ao número efetivo de partidos, considero o resultado da fórmula desenvolvida por Laakso and Taagepera (1979): $\frac{1}{\sum p^2}$, onde p representa a proporção de votação de cada partido na disputa.

eleitorais tendem a trazer sub-representando partidos menores. Já com relação aos efeitos psicológicos, esta sub-representação dos pequenos partidos serve de incentivo para a deserção de eleitores destas agremiações, fenômeno chamado de "voto estratégico". Outro fator psicológico é a antecipação do efeito mecânico por parte das elites partidárias, que podem repensar a entrada nas eleições – fenômeno estudado pela literatura sob o termo "entrada estratégica" (Cox, 1997).

Se por um lado a identificação dos efeitos mecânicos é simples, já que se pode comparar a proporção de votos de um partido com a proporção de assentos por ele conquistados, o efeito psicológico é um pouco mais difícil de ser imediatamente observado por depender do comportamento estratégico de partidos, candidatos e eleitores. O efeito psicológico é uma reação dos atores políticos às regras eleitorais; para que esta reação ocorra é necessário que o efeito mecânico da regra seja percebido e entendido por estes atores. Por exemplo, para que eleitores votem estrategicamente, eles devem perceber que seu voto sincero destinado a candidatos claramente não viáveis é, na prática, um desperdício de voto.

Esta separação também é observada no trabalho de Rae (1967) quando este estabelece variáveis dependentes diferentes para observar o efeito mecânico e psicológico. São elas: a proporcionalidade do resultado eleitoral (resultado do efeito mecânico) e o grau de multipartidarismo (resultado do efeito psicológico). O autor analisa eleições separadamente, mobilizando dados de 20 democracias com eleições entre 1945 e 1965. Como variáveis independentes, utiliza a fórmula eleitoral, média da magnitude do distrito e a estrutura da cédula (que verifica se o eleitor pode dividir seu voto em dois partidos ou mais). Ele encontra uma relação forte entre as variáveis, sugerindo que na medida em que a magnitude do distrito aumenta, a desproporcionalidade diminui e a tendência ao multipartidarismo aumenta, fornecendo evidências favoráveis às proposições de Duverger.

A partir dos testes de Rae, o número de estudos empíricos sobre a relação entre sistema eleitoral e sistema partidário cresceu vertiginosamente. Muitas das produções tentaram replicar seus achados mobilizando novas bases de dados e debatendo sobre qual seria a melhor forma de mensuração das variáveis. Para Shugart (2005), estes estudos tinham dimensão macro e buscavam generalizações sobre estas relações. Um exemplo importante é Lijphart (1990), que muda a abordagem de Rae para uma análise em separado dos processos eleitorais, considerando que "eleições sob as mesmas regras não são realmente casos independentes, mas meramente operações repetidas do mesmo sistema eleitoral" (p.3, tradução própria).

Os resultados encontrados por Lijphart apresentam algumas diferenças relevantes. Embora o efeito das variáveis do sistema eleitoral (fórmula e magnitude do distrito) permaneçam sobre a desproporcionalidade, o mesmo não ocorre quando se olha para o multipartidarismo. Ao controlar pela magnitude do distrito, Lijphart verifica que o efeito dela sobre o número de partidos é consideravelmente menor que o verificado anteriormente por Rae.

Riker (1982) destaca o acúmulo de conhecimento fruto das pesquisas realizadas a partir das proposições de Duverger. A reformulação e teste de hipóteses falseáveis sobre a relação entre regras eleitorais e sistemas partidários constituíram evidências consistentes de que fatores como o número de cadeiras em disputa nos distritos eleitorais desempenham papel relevante sobre a composição do sistema partidário.

Apesar disso, muitas críticas foram direcionadas a esta concepção. Por um lado, críticos apontaram erro na direção de causalidade da teoria: para eles são os sistemas partidários que determinam os sistemas eleitorais, e não o contrário (Grumm, 1958). Por outro, alegam que a literatura focou numa variável pouco importante, visto que o sistema eleitoral seria muito menos relevante para a quantidade de partidos do que o número e tipo de clivagens sociais (Campbell, 1958).

As críticas apontavam muitas vezes para um "determinismo institucionalista" que pretende explicar o número de partidos em determinada *polity* somente com variáveis institucionais. Porém, muitas das queixas partiram de versões que podem ser chamadas de "social deterministas" por julgarem a estrutura eleitoral como variável endógena e marginalmente determinante, e as clivagens sociais como exógenas e determinantes do sistema partidário, ignorando o problema de ação coletiva ao pressupor que grupos socialmente definidos sempre se organizarão em partidos (Cox, 1997).

Com a finalidade de verificar a importância das instituições eleitorais e responder às críticas apresentadas, Cox (1997) testa a hipótese de que se caso elas de fato não importassem, o número efetivo de partidos concorrendo às eleições para as câmaras alta e baixa em um mesmo país seria o mesmo, a despeito de qualquer mudança no sistema eleitoral entre ambas. Usando "um método natural de controlar pela diversidade social" (p.20, tradução própria), Cox encontra que, em um mesmo país, sob a mesma estrutura social, eleições com magnitude maior (em geral para câmaras baixas) apresentam maior número efetivo de partidos.

Embora seja um teste atraente, estudos mais recentes apontam potenciais problemas em considerar eleições simultâneas para cargos distintos com regras diferentes: para avaliar efeito em determinados resultados políticos provenientes dessa diferença seria necessário assumir que todos os fatores que afetam tal resultado se mantêm constantes, com exceção apenas da regra eleitoral (Fiva e Folke, 2016). Dessa maneira, a existência de partidos organizados somente para disputar (e vencer) eleições para a câmara alta, por exemplo, tornaria o resultado do teste viesado. Obstáculos como este constituem o ponto central deste trabalho e são discutidos adiante.

A Hipótese de Duverger traz um componente condicional para que as regras eleitorais ajam como limitadoras do número de partidos. A condição é a de que sendo o sistema eleitoral permissivo – representação proporcional ou eleição com dois turnos – deve haver oferta disponível de grupos que possam ser politicamente ativados para que o sistema seja multipartidário.

É com base nesta constatação que trabalhos como Ordershook e Shvetsava (1994) e Amorim Neto e Cox (1997) passaram a abordar a relação entre regras eleitorais e estrutura social como fatores interativos que determinam o número de partidos políticos de uma *polity*. Estes autores defendem que as explicações institucionalistas e sociológicas para a composição do sistema partidário não são, necessariamente, excludentes. Instituições ou fatores sociais sozinhos não explicam todo o processo, já que nem as regras eleitorais agem isoladamente, nem a heterogeneidade social é inteiramente traduzida no sistema partidário. Com isso, passaram a incluir em seus modelos uma interação entre instituições eleitorais, como a magnitude do distrito, e o número efetivo de grupos étnicos. Nestes dois trabalhos, os autores encontram que o número de partidos depende do produto destas variáveis.

Estes estudos, sobretudo Amorim Neto e Cox (1997), consideram que Duverger tomava a estrutura social somente como um erro residual que poderia perturbar o funcionamento correto da instituição eleitoral, permanecendo as variáveis institucionais como cruciais para a explicação do número de partidos. Neste ponto, Clark e Golder (2006) retomam o debate ao expor que a literatura falhava em identificar o processo causal pelo qual a interação entre as variáveis ocorre. Na leitura dos autores, Duverger considera a estrutura social como algo muito maior que apenas um erro residual. Se, por um lado, regras eleitorais representam a presença ou não de freios para a tendência de multiplicação dos partidos políticos, por outro, forças sociais trariam mais ou menos pressão para esta multiplicação. Dessa forma, as leis eleitorais

poderiam liberar a concretização de tais pressões para a multiplicação de partidos ou poderiam agir como obstáculos a esta multiplicação.

Conforme se pode notar com a diferença das formulações da Lei e da Hipótese de Duverger, Riker (1982) considera a desconformidade no grau de determinismo de Duverger com relação a outros sistemas que não os de *plurality*, mas não chega a perceber que esse menor grau de determinismo se dá justamente pela natureza condicional da teoria. Este seria o ponto em que Clark e Golder (2006) pretendiam "reabilitar" a teoria de Duverger, ao afirmar que sua teoria "implica que o número de partidos deveria ser uma função crescente do número de famílias espirituais politicamente salientes numa *polity".* Sendo assim, "a principal quantia de interesse requerida para avaliar a teoria de Duverger é o efeito marginal de pressões sociais sobre o número de partidos em diferentes níveis de permissividade do sistema eleitoral." (p.682, tradução própria).

Se por um lado não se pode abandonar os efeitos da estrutura social, por outro a literatura encontra obstáculos para mensurar esta variável. Conforme visto acima, a teoria fala em número de partidos como uma função do "número de famílias espirituais politicamente ativas" para traduzir a relação entre estrutura social e sistema partidário. Qual seria, então, a medida que deveria ser utilizada para quantificar tais famílias? Até mesmo Clark e Golder (2006) chegam a constatar que a mensuração mobilizada pela literatura (número efetivo de grupos étnicos) representa apenas um elemento da heterogeneidade social e justificam seu uso por esta constar em análises anteriores, sendo, portanto, melhor para comparar os resultados. Todavia, deve-se frisar que eventuais problemas de operacionalização do modelo não são corrigidos e o potencial efeito de clivagens sociais sobre o número de partidos permanece incerto.

2.2. Comportamento estratégico dos atores políticos

Para melhor entendimento dos desdobramentos mais recentes nesta literatura, é necessário destacar a discussão sobre os mecanismos pelos quais as regras eleitorais afetam a composição e tamanho do sistema partidário, algo feito apenas brevemente nas seções anteriores.

Como vimos, o efeito psicológico apontado por Duverger é um componente crucial por meio do qual sistemas de *plurality* tendem a gerar bipartidarismo. Este efeito é uma reação que reforça o resultado do efeito mecânico. Ao produzir maior desproporcionalidade, o sistema incentiva a coordenação entre os atores que visam maximizar utilidade.

Tal coordenação é lida na literatura em duas dimensões distintas: na dos eleitores, sob a alcunha de “voto estratégico”, e na das elites partidárias, a “entrada estratégica”. A generalização e formalização destes conceitos foi desenvolvida por Cox (1997) e ambos contribuem para a regra do “M + 1” formulada pelo autor, que aponta para a tendência de disputa entre M + 1 candidatos ou partidos em determinada eleição, onde M representa o número de cadeiras em disputa.

Do lado da demanda, ou seja, dos eleitores, esta regra opera quando o eleitor deixa de votar em seu candidato preferido por este não ser uma das opções viáveis disponíveis. Com isto, o eleitor votaria estrategicamente não em seu candidato preferido entre todos, mas em seu candidato preferido entre os mais bem posicionados na disputa, aqueles com chances concretas de vitória. Evitaria assim que seu voto fosse desperdiçado e aumentaria a chance de se tornar um eleitor com chances de efetivamente alterar o resultado eleitoral deste pleito e as políticas públicas que serão realizadas.

Olhando pelo lado da oferta, as elites partidárias antecipam a deserção que potencialmente ocorreria por parte de seus eleitores e estrategicamente decidem não entrar na disputa, poupando recursos e abrindo a possibilidade de construção de alguma aliança com outros competidores, fator que pode ser a única maneira do partido influenciar as políticas públicas a serem aplicadas.

Na formulação de Cox, portanto, estes dois fenômenos, embora conceitualmente distintos, direcionam a aplicação da regra do M + 1, com as elites partidárias fornecendo não mais que M + 1 opções para votação ou, caso forneçam, os eleitores não direcionando votos para mais de M + 1 candidatos.

Há uma série de pressupostos neste raciocínio. Para a noção de voto estratégico, eleitores devem ser instrumentalmente racionais a curto prazo, se importando apenas em influenciar o resultado daquela eleição. Estes eleitores também devem ter informações suficientes para tomar esta decisão e ter capacidade de discernir as candidaturas viáveis das inviáveis. Já com relação à entrada estratégica, o principal pressuposto é o de que o partido deve conseguir identificar muito antes do dia da eleição se será uma alternativa viável para os eleitores, já que esta é a informação que embasa uma eventual entrada ou retirada da disputa.

Os pressupostos acima destacados dão razão à distinção realizada por Riker (1982) entre Lei e Hipótese de Duverger, visto que a dificuldade de que estes sejam atendidos cresce junto com a magnitude do distrito e, portanto, com a proporcionalidade do sistema eleitoral.

Todavia, Cox (1997) ainda aponta que a regra de M + 1 pode ser estendida para sistemas que elegem mais de uma cadeira por disputa, que podem ser considerados proporcionais. Os mecanismos pelos quais se chegaria a tal resultado seriam os mesmos acima apresentados para o caso de sistemas de *plurality* e funcionam bem até que a magnitude do distrito é igual a cinco. Ou seja, com M > 5 Cox não identifica o comportamento estratégico necessário para que o sistema eleitoral aja como uma espécie de teto para o número de partidos.

O autor chega a esta conclusão após calcular um dos índices utilizados, a "razão SF", para eleições no Japão, Colômbia e Espanha. Este índice é calculado pela razão entre a votação dos segundos e primeiros não eleitos em cada distrito. Cox aponta a existência de dois equilíbrios distintos: o "duvergeriano", com valores da razão SF próximos a zero, indicando maior distância entre as votações dos primeiros candidatos não eleitos, fruto da deserção estratégica; e o "não-duvergeriano", com valores próximos a um, representando situações em que a distinção entre candidatos viáveis e inviáveis não é clara e, portanto, a votação dos primeiros e segundos candidatos não eleitos é similar. Como o modelo de voto estratégico utilizado aceita os dois tipos de equilíbrio mencionados, Cox (1997) testa a bimodalidade na distribuição da razão SF em eleições com distritos multimembros dos países selecionados, com concentração de valores próximos a zero e próximos a um.

A marca de cinco cadeiras é constatada quando o autor testa a hipótese da bimodalidade para as eleições japonesas. Ao apresentar a distribuição da razão SF para eleições com três e quatro assentos em disputa, a concentração de observações próximas a zero e próximas a um é evidente. Porém, quando o mesmo é feito para eleições com magnitude igual a cinco, há prevalência apenas de observações próximas a um, ou seja, a bimodalidade some e há destaque para pleitos em que a votação entre os primeiros candidatos não eleitos é bem próxima.

A interpretação levantada é a de que isto acontece devido a maior dificuldade em superar o pressuposto informacional existente na teoria quando a magnitude do distrito é alta, já que é razoável pensar que conforme a magnitude aumenta, o nível de informação necessário para o comportamento estratégico dos atores também aumenta. De um lado, partidos enfrentam um obstáculo maior para antecipar seu desempenho eleitoral, visto que agora o cálculo passa a ser

de *quantos* candidatos pode eleger. Por outro lado, eleitores enfrentam maior dificuldade em discernir candidatos viáveis e inviáveis, já que candidatos e partidos precisam de votações relativamente menores para conquistarem uma vaga e, com isso, eleitores podem resistir mais para desertar de seu candidato preferido.

Ainda assim, deve-se destacar que a evidência apresentada por Cox (1997) não possui validade externa para todos os casos em que a magnitude do distrito é maior que cinco. Na verdade, o que é demonstrado é uma regularidade presente nas eleições japonesas. Por mais que a complexidade da dinâmica aumente junto com a magnitude do distrito, não se pode inferir não haver comportamento estratégico de atores em contextos com M > 5. O que se pode tirar disto é que há menor probabilidade de se encontrar voto e entrada estratégicos na medida em que a magnitude do distrito aumenta e que, portanto, a regra de M + 1 deve ser repensada nestas situações. De todo modo, há pesquisas em que autores buscam verificar comportamento estratégico em sistemas de representação proporcional, com ênfase naqueles em que a magnitude do distrito supera as cinco cadeiras.

Nesta direção, Gschwend (2007) e Lago (2008) identificam voto estratégico em eleições com magnitude do distrito que superam esta marca no número de cadeiras em disputa. Utilizando resultados eleitorais de Portugal (Gschwend, 2007) e dados de pesquisas de opinião pública realizadas na Espanha (Lago, 2008), os autores partem da hipótese de que as expectativas racionais postas aos eleitores no pressuposto informacional da teoria são mais baixas do que a literatura geralmente supõe. Para eles, a informação limitada que eleitores possuem em pleitos com alta magnitude pode ser compensada por heurísticas que são formadas a partir das eleições anteriores, já que as próprias disputas eleitorais fornecem pistas simples que podem ajudar na coordenação dos eleitores, ao destacar quais partidos são vitoriosos e quais são derrotados. Com isso, Lago aponta que "ao contrário do defendido por Cox (1997), a consequência mais importante desta lógica de coordenação eleitoral é a de que o voto estratégico não depende da magnitude do distrito: eleitores podem também se comportar estrategicamente em grandes distritos, desde que a informação sobre eleições anteriores também esteja disponível nestes casos" (p.34).

Abramson et al. (2009) comparam o voto estratégico em sistemas majoritários de *plurality* e em sistemas de representação proporcional. Usando dados de pesquisas de opinião e resultados eleitorais da Inglaterra (M = 1), Estados Unidos (M = 1), Israel (M = 120) e Holanda (M=150), os autores verificam níveis similares de voto estratégico em ambos os sistemas estudados.

Segundo eles, outros fatores devem ser considerados para a avaliação deste comportamento. Por exemplo, em sistemas de representação proporcional a escolha do eleitor em votar em um partido ou candidato que não seja sua primeira opção pode ser "mais ampla ou menos dramática" que em outros sistemas (p.83), ou seja, quanto mais candidatos estiverem nas disputas, maior a probabilidade de mais de um deles serem considerados uma escolha aceitável pelo eleitor.

Israel e Holanda possuem os sistemas de representação proporcional estudados. Estes países contam com magnitude do distrito superior a 100 cadeiras, com o país inteiro constituindo apenas um distrito eleitoral. Dessa maneira, os autores apresentam evidências de que o comportamento estratégico dos eleitores é possível também em sistemas com magnitude elevada.

Outro ponto importante é o de que a Holanda permite voto preferencial, com candidatos que estão posicionados na parte inferior da lista podendo receber votos nominais e ultrapassar candidatos posicionados mais acima da nominata, tendo prioridade na alocação de cadeiras caso consigam votos equivalentes a 25% do quociente eleitoral (Andeweg, 2005). O voto preferencial tem um peso maior nas eleições sob o sistema de lista aberta adotado no Brasil, mas os achados de Abramson et al. (2009) ao menos evidenciam que a possibilidade de votar preferencialmente não impossibilita que eleitores votem estrategicamente.

Para o caso brasileiro a discussão sobre o comportamento estratégico em eleições proporcionais é incipiente, os estudos que geralmente mobilizam a literatura destacada nas seções anteriores são direcionados para as eleições majoritárias, evitando assim lidar com a alta magnitude do distrito (e sua alta variância), já que as eleições sob a representação proporcional de lista aberta partem de M = 8 para deputados federais, M = 24 para deputados estaduais e M = 9 para vereadores.

Por exemplo, Guarnieri (2015) verifica o voto e entrada estratégicos nas eleições para presidente, governadores e prefeitos. Utiliza a "razão SF" de Cox (1997) e encontra evidências favoráveis às formulações de Duverger e Cox: eleições de turno único tendem a ter dois partidos na disputa; eleições com dois turnos, análogas a M = 2, tendem a apresentar M + 1 candidatos (média de número efetivo de candidatos para eleições para governador com dois turnos igual a 2,6).

Ao longo desta seção, tanto o voto estratégico quanto a entrada estratégica foram chamados de mecanismos pelos quais as leis eleitorais afetam o número de partidos ou candidatos. Ainda que valiosos para apresentação de um quadro teórico geral, estes não esgotam a explicação de como o processo ocorre, ao dizer pouco, por exemplo, sobre como os eleitores seriam capazes de identificar a força dos partidos ou candidatos (até mesmo o que seria característica de um partido forte) ou, ainda, de como partidos poderiam antecipar seu desempenho eleitoral para decidir sobre a entrada em determinado pleito, para além da existência de pesquisas de opinião. Estes pontos são relevantes para melhor entendimento do processo e parecem ser ainda mais valiosos quando o foco do estudo é verificar as propostas de Cox aqui apresentadas para casos em que a magnitude do distrito supera as cinco cadeiras, ponto ainda pouco claro na literatura.

2.3. Identificação causal dos efeitos das regras eleitorais

Parte da literatura aponta endogeneidade no efeito de regras eleitorais sobre o sistema partidário, alegando que a formação destes sistemas precede a elaboração das leis eleitorais e que a relação estaria na direção oposta da estudada por institucionalistas. Com o propósito de superar desconfianças como esta, a produção recente sobre o tema aqui abordado tem se esforçado na busca de oportunidades de desenhos de pesquisa que viabilizam a identificação causal dos efeitos das regras eleitorais de maneira isolada.

O Brasil tem sido um caso muito estudado sob esta perspectiva, por apresentar uma série de intervenções exógenas sobre as regras eleitorais e considerável variação nestas. Fujiwara (2011), por exemplo, verifica o efeito de eleições com um ou dois turnos sobre o voto estratégico e a Lei de Duverger. Para tanto, utiliza uma particularidade das eleições para prefeito no país: turno único em municípios com até 200 mil eleitores; e dois turnos em cidades que ultrapassam este limiar. Com isto, há oportunidade de verificar o efeito causal da mudança das regras em municípios com número de eleitores próximo ao limite, por meio de uma regressão de descontinuidade. Fujiwara encontra que, quando a eleição possui dois turnos há menor votação para o primeiro e segundo candidatos, evidência que está na linha do teorizado por Duverger e Cox, e dos achados de Guarnieri (2015) para as eleições para prefeitos e governadores.

Outro estudo nesta linha é o de Crisp e Demirkaya (2019), que considera uma particularidade das eleições para o Senado Federal para identificar o efeito causal da mudança de magnitude e

da fórmula eleitoral também sobre voto e entrada estratégicos. Cada estado brasileiro elege três senadores para mandatos de oito anos cada, com eleições ocorrendo a cada quatro anos simultaneamente às eleições gerais para presidente, governadores e deputados. Dessa forma, há variação nas regras eleitorais a cada pleito, já que em uma eleição há apenas uma cadeira em disputa sob *plurality*, e na seguinte, uma eleição com duas cadeiras em disputa sob o sistema de votos múltiplos não transferíveis. Utilizando uma abordagem por *differences-in-differences*, as evidências encontradas pelos autores identificam coordenação entre os eleitores, mas não entre as elites, resultando em entradas acima do esperado.

Com uma estratégia de identificação similar à de Crisp e Demirkaya, Lucardi (2017) destaca que o efeito encontrado por estes autores em versão preliminar do trabalho corresponde a um efeito conjunto entre o número de cadeiras em disputa e a fórmula eleitoral, já que a mudança em cada eleição para o Senado brasileiro ocorre tanto em M, quanto na quantidade de votos disponíveis para o eleitor. Para verificar apenas o efeito da magnitude do distrito, Lucardi analisa as mudanças no número de cadeiras em disputa nas eleições argentinas pós-redemocratização.

Os argentinos elegem seus deputados federais para cargos de quatro anos, porém a renovação dos mandatos ocorre a cada dois anos, com algo parecido com eleições de meio termo, mas que não colocam todas as cadeiras em disputa. Metade dos assentos estão em competição nas eleições gerais e simultâneas com as de presidente, e a outra metade em eleições dois anos depois. Sendo assim, províncias (distritos) que possuem representação de um número ímpar de parlamentares possuem diferença no M entre as duas eleições. Um fator curioso, e que contribui para a identificação causal do trabalho, é que a decisão de qual eleição (as simultâneas ou as de meio termo) ficaria com M maior nestas províncias se deu por meio de sorteio em 1983.

Com este desenho de pesquisa, o autor aplica uma abordagem de *differences-in-differences*, na qual o tratamento é "ligado e desligado a cada dois anos" (p.7, tradução própria) e encontra efeito significativo apenas para variáveis relacionadas à distribuição de assentos (número de listas com cadeiras e Gallagher Index[2]), enquanto as variáveis relacionadas à coordenação (número de listas na disputa, número efetivo de partidos, votos aos dois primeiros), embora estejam na direção teorizada, não alcançam significância estatística.

---

[2] Gallagher, 1991. A desproporcionalidade é resultado da fórmula: $\sqrt{\Sigma \frac{(vi-si)^2}{2}}$, onde *vi* representa a proporção de votos do partido *i*, e *si*, a proporção de assentos ganhos por este partido.

Dois outros estudos se baseiam em interferências exógenas, mas utilizam métodos distintos. Fiva e Folke (2016) propõem uma abordagem que busca separar os efeitos mecânicos dos psicológicos. Para tanto, aproveitam uma reforma eleitoral realizada para as eleições municipais na Noruega em 2003, na qual os noruegueses deixaram de utilizar o método D'Hondt de alocação das sobras, e adotaram o método Saint-Lague Modificado. Com os dados de eleições anteriores e posteriores a esta mudança, os autores propõem uma abordagem de comparações seriadas e pareadas de resultados eleitorais reais e contrafactuais. Para gerar estes contrafactuais, os autores calculam os indicadores utilizando a mesma distribuição de votos da eleição real, com as regras da eleição anterior ou posterior à mudança. Ou seja, verificam a mudança no número de partidos e índice de desproporcionalidade para as eleições de 1999 (anterior à mudança) com o método D'Hondt e com o Saint-Lague modificado, fazendo o mesmo para as eleições de 2003 (posterior à mudança). Os autores encontraram efeito significativo e na direção esperada pela teoria em todas as variáveis.

Por fim, há o estudo de Singer e Gershman (2018), que aborda as mudanças de magnitude que ocorreram devido a mudanças populacionais ou por revisão da regra que estabelece a relação entre população e número de cadeiras. Para tanto, focam em mudanças ao nível do distrito, com o objetivo de superar o obstáculo da endogeneidade que ocorre com maior facilidade ao nível nacional. A ideia é a de que mudanças ao nível do distrito que partem de diretrizes nacionais têm menor probabilidade de serem fruto de manipulações políticas de atores interessados.

Os autores utilizam dados de 20 países para testar os efeitos das mudanças de magnitude sobre a fragmentação eleitoral. Destacam que métodos *cross-sectional* aplicados pela literatura não são capazes de separar as causas dos efeitos. Portanto, aplicam uma abordagem de *first differenced pooled time-series* e produzem evidências significativas sobre o efeito da magnitude do distrito sobre o número de partidos. Uma observação interessante que este desenho de pesquisa possibilita sobre estas evidências é a de que o efeito da mudança de M sobre a fragmentação eleitoral, ainda que sempre positivo, diminui na medida em que M aumenta, ou seja, uma mudança de 9 para 11 cadeiras, provavelmente terá maior efeito sobre o número de partidos do que uma mudança de 30 para 32, por exemplo.

Ainda que a maioria dos trabalhos apontem para a mesma direção, o grau de generalização possível a partir dos resultados apresentados não nos permite avaliar o efeito da magnitude do distrito em sistemas de representação proporcional de lista aberta. Como dito anteriormente,

temos a peculiaridade de uma magnitude alta em nossos distritos, o que sem dúvida dificulta a coordenação dos atores nos termos propostos por Duverger e Cox, mas que de maneira alguma a impossibilita, ou mesmo fecha oportunidades para outros tipos de coordenação. Na próxima seção, alguns testes são realizados para buscar evidências desse comportamento de eleitores, partidos e candidatos no Brasil.

3. Análise empírica

O objetivo desta seção é apresentar oportunidades de desenhos de pesquisa para aferir o efeito causal da magnitude do distrito sobre a fragmentação partidária, em coligações e em candidaturas nas eleições municipais brasileiras, tomando por base a literatura teórica e empírica mobilizada na seção anterior.

3.1. Apresentação das mudanças de magnitude

Antes de seguir com a apresentação dos testes realizados, esta seção apresenta a cronologia e dimensão das mudanças de magnitude dos municípios brasileiros. Esse exercício é essencial para uma melhor identificação dos modelos apresentados e para destacar eventuais fragilidades que devem ser contornadas no desenho de pesquisa.

A Constituição Federal de 1988 determinou que a magnitude do distrito dos municípios brasileiros seria estabelecida proporcionalmente como uma função de seu número de habitantes. A Carta não foi exaustiva quanto aos critérios, destacou três amplas faixas populacionais com números mínimo e máximo de cadeiras: municípios com até um milhão de habitantes poderiam ter entre 9 e 21 cadeiras, enquanto municípios com população entre um e 5 milhões poderiam ter entre 33 e 41 vereadores e municípios com mais de 5 milhões de habitantes teriam entre 42 e 55 assentos.

Para ter uma magnitude do distrito amparada constitucionalmente, os municípios precisariam estar de acordo com os limites populacionais expostos e aprovar uma lei orgânica municipal em dois turnos com intervalo de 10 dias e maioria de dois terços.

Estes critérios resultaram em diversas inconsistências entre os municípios, ao passo que uma cidade com 185 vezes mais habitantes que outra tinha apenas 3 cadeiras a mais em sua câmara municipal. Este é o caso dos municípios de Mira Estrela e Sorocaba. O primeiro contava com 2.517 habitantes em 2000 e magnitude igual a 11, enquanto o segundo tinha 466.823 habitantes e 14 cadeiras em disputa.

O caso de Mira Estrela é emblemático porque foi objeto de uma ação ajuizada pelo Ministério Público do Estado de São Paulo que chegou ao Supremo Tribunal Federal com o Recurso Extraordinário 197.917. Nesta ação, questionava-se justamente a quantidade de cadeiras existentes no município, fator agravado pela necessidade de ajuda fiscal estadual para Mira Estrela.

Neste julgamento, os ministros do STF decidiram por estabelecer um critério objetivo para lidar com a proporcionalidade requerida pela Constituição, incluindo uma cadeira a cada 47.619 habitantes, mantendo-se os limites constitucionais de um mínimo de 9 e máximo de 55 cadeiras. Este número é resultado da divisão do teto populacional e de magnitude do distrito da primeira categoria apresentada pela Constituição, na qual municípios com até 1 milhão de habitantes deveriam ter entre 9 e 21 cadeiras (1.000.000/21 ~ 47.619). As faixas populacionais definidas para cada tamanho de magnitude do distrito estão expostas na Tabela A1 do Apêndice e foram definidas considerando a estimativa populacional realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística para o 2003, o ano anterior às eleições, conforme estabelecido pela regra.

Como fruto deste julgamento, o TSE editou em abril de 2004 a Resolução 21.702 que fixou a magnitude do distrito de todos os municípios brasileiros de acordo com a decisão do STF. A partir de então, para dar um exemplo, municípios com 47.619 habitantes teriam 9 cadeiras, enquanto municípios com 47.620 habitantes teriam 10. As alterações realizadas diminuíram o número total de vagas nos parlamentos municipais do país: em 2000 o país contava com 55.004 vereadores, em 2004 este número caiu para 50.857, uma queda de 9,2%.

Tabela 1: Estatísticas descritivas sobre a magnitude do distrito dos municípios brasileiros entre 2000 e 2016

Ano - Eleição	2000	2004	2008	2012	2016
Número de vagas	55.004	50.857	51.927	57.434	57.942
Média de vagas	10,9	9,32	9,34	10,3	10,4
Desvio padrão	3,16	1,87	1,89	2,86	2,92
Variância	9,96	3,50	3,58	8,16	8,50

Apenas 21 municípios aumentaram sua magnitude do distrito, Campinas e Rio de Janeiro são os que mais aumentaram o número de vagas, passando de 21 para 33 e 42 para 50 cadeiras respectivamente. Por outro lado, 2.202 diminuíram seu número de vereadores. Os municípios com maior queda de magnitude foram Acopiara e Nova Russas, ambos no Ceará, que passaram de 21 cadeiras em 2000 para 9 em 2004.

Como resposta à redução do número de vagas em disputa em parlamentos municipais, congressistas apresentaram ainda em 2004 a PEC 333/04, que propunha novos cortes populacionais para a definição da magnitude. A chamada "PEC dos vereadores" foi aprovada apenas em 2009 tornando-se a Emenda Constitucional n.58. Com isso, as eleições municipais

de 2008 ocorreram novamente com a aplicação do conteúdo da Resolução 21.702 do TSE de 2004.

O texto da EC n.58 reformulou novamente as faixas populacionais para definição da magnitude do distrito, apresentando 24 categorias diferentes. Como resultado, a nova regra aumentou novamente o número de vereadores no país, passando dos 51.927 de 2008 para 57.434 em 2012, equivalente a um aumento de 10,6%. Em termos ilustrativos, um município com 47.619 habitantes deveria ter 9 cadeiras em disputa em 2004 e 2008 e 13 em 2012. Os parâmetros para definição da magnitude do distrito segundo o tamanho populacional por esta nova regra estão na Tabela A2 do Apêndice. A principal faixa de interesse neste trabalho é a que separa municípios de terem nove ou 11 cadeiras, correspondente ao corte de 15 mil habitantes.

O município cearense de Acopiara citado acima teve 21 cadeiras em disputa nas eleições de 2000, foi para 9 em 2004 após a Resolução do TSE e, como superou a marca populacional de 47.619 em 2008, passou a ter 10 cadeiras naquele ano. Com a aprovação da EC n.58, este município passou a ter magnitude do distrito igual a 15 em 2012.

Para realizar a mudança, os municípios devem passar uma lei orgânica em seu parlamento municipal, respeitando os princípios constitucionais de votação em dois turnos e maioria de dois terços. Dessa forma, as faixas apresentadas na emenda constitucional não alteram imediatamente a magnitude dos distritos como ocorreu com a Resolução do TSE em 2004.

Apresentadas as mudanças de magnitude do distrito para as eleições municipais, a próxima seção expõe os desenhos de pesquisa que podem ser aproveitados a partir delas com a finalidade de alcançar a identificação causal de seu efeito sobre a fragmentação partidária.

3.2. Apresentação do desenho de pesquisa

Tendo em vista a cronologia exposta acima, há três oportunidades de pesquisa para avaliação do efeito de mudanças de magnitude sobre a fragmentação eleitoral nas eleições municipais brasileiras.

A primeira delas é aquela proveniente da Resolução editada pelo TSE em 2004 que, de maneira geral, diminui a magnitude do distrito de parte dos municípios brasileiros, corrigindo distorções. Com o estabelecimento de limiares populacionais que determinaram de maneira exógena o número de cadeiras em disputa nos municípios brasileiros, haveria a possibilidade

de utilizar uma regressão descontínua *sharp* (RD) nestes limiares para verificar o efeito causal de se ter uma cadeira a mais sobre variáveis de interesse, já que a atribuição deste tratamento para as unidades próximas aos limiares populacionais seria "como se fosse" aleatória (Dunning, 2012).

Meireles e Andrade (2017) verificam o efeito causal deste aumento na magnitude do distrito sobre a representação feminina nas câmaras municipais brasileiras, concluindo que este aumento é responsável por mais mulheres eleitas. Para tanto, os autores utilizam o corte de 47.619 habitantes, selecionando municípios com população até o segundo limiar (95.238).

Estratégia parecida é utilizada por Mignozzetti e Cepaluni (2019) que verificam o efeito de maiores magnitudes do distrito sobre indicadores de bem-estar social como matrículas em escolas primárias e cuidados preventivos de saúde. Os autores encontram este efeito causal também utilizando os limiares populacionais de 47.619 habitantes, mas adotam uma estratégia de regressão descontínua com múltiplos limiares, aproveitando a informação de que municípios com até 1 milhão de habitantes recebem uma cadeira a mais a cada 47.619 pessoas, partindo do mínimo constitucional de 9 cadeiras.

Ainda nesta direção, Cavalcanti (2017) retoma o debate sobre o efeito de maior competição eleitoral sobre o provimento de bens públicos ao reavaliar o estudo de Arvate (2003) no qual o autor utilizou os parâmetros populacionais contidos na Constituição para elaborar uma abordagem por variável instrumental. Cavalcanti (2017) aponta a inconsistência de tal estratégia, já que, como visto, os parâmetros populacionais não eram proporcionais às cadeiras em disputa nos municípios brasileiros, razão pela qual o STF teve de definir a nova regra que foi implementada pelo TSE em 2004. Com isso, propõe testes com as mesmas variáveis de interesse utilizadas por Arvate (2003) porém utilizando regressão descontínua a partir das faixas populacionais definidas. Partindo destas adaptações, Cavalcanti (2017) verifica que as evidências da relação positiva entre competição eleitoral e gasto com bens públicos não são consistentes.

O potencial problema destes desenhos é que ao mesmo tempo em que visam captar o efeito de um *aumento* da magnitude em uma cadeira, o resultado geral da mudança realizada pelo TSE foi uma *diminuição* da magnitude dos municípios. Se municípios posicionados acima da descontinuidade populacional de 47.619 habitantes tiveram uma queda maior ou menor no número de cadeiras do que os municípios abaixo deste limite, os resultados encontrados podem ser viesados, já que a própria teoria espera que diferentes tamanhos de magnitude do distrito

formam diferentes incentivos e os sistemas partidários dos municípios posicionados acima ou abaixo do limite populacional são diferentes.

Dos municípios com magnitude igual a 10 em 2004, aqueles acima do limiar, a média da diferença do número de cadeiras comparada à eleição anterior é de -5,42 cadeiras. Por outro lado, os municípios com magnitude igual a 9 em 2004, que estavam abaixo do limiar de interesse, tiveram uma diminuição média de -1,16 cadeira.

Por exemplo, o município cearense de Tauá tinha 21 vagas para vereador em jogo nas eleições de 2000, com a Resolução publicada pelo TSE este número caiu para 10, sendo, portanto, um município que está à direita do limiar populacional de interesse. O já citado exemplo do município também cearense de Acopiara passou das mesmas 21 cadeiras em 2000 para nove em 2004, estando à esquerda do limiar populacional. A diferença de magnitude entre as eleições é parecida para os dois municípios, -11 e -12 cadeiras respectivamente, entretanto, ao fazer este procedimento para todos os municípios, encontra-se que, em média, a redução no número de cadeiras foi mais drástica para as cidades que constam acima ao limite populacional de 47.619 habitantes. Ainda em termos ilustrativos, dos municípios que passaram a ter nove cadeiras em 2004, apenas cinco deles tiveram queda de magnitude de 10 cadeiras ou mais, enquanto dos que passaram para 10 assentos, 19 deles perderam 10 assentos ou mais.

Como regressões descontínuas possuem validade para as unidades próximas ao limiar, vale verificar como fica o balanceamento desta média da diferença de magnitude em diferentes larguras de banda ao redor da descontinuidade. A Tabela 2 apresenta estas informações. Nota-se que quanto menor a *bandwidth*, maior o balanceamento, algo esperado pelo método, mas que levanta um alerta sobre a utilização de *bandwidths* grandes para a mensuração do efeito causal de se ter uma cadeira a mais em disputa. Unidades longe da descontinuidade afetam as retas de regressão utilizadas para medir o efeito do tratamento.

A maneira de amenizar o potencial problema destacado acima seria incluir testes com diversas *bandwidths*, de modo que os efeitos causais encontrados pudessem ser considerados robustos também ao desbalanceamento na média da diferença de magnitude entre as eleições de 2000 e 2004.

Mignozzetti e Cepaluni (2019) apresentam testes com diferentes tamanhos de *bandwidths*, calculados proporcionalmente à *optimal bandwidth*, fruto do método apresentado por Calonico,

Cattaneo e Titiunik (2014), no qual o erro quadrado médio é utilizado para o cálculo. De modo geral, as larguras de banda utilizadas pelos autores são menores ou muito próximas a 10.000.

Tabela 2: média da diferença de magnitude entre 2004 e 2000 por faixas de população (bandwidths):

	Cadeiras em 2004	
Bandwidth	**9**	**10**
Total	-1.16	-5.42
40.000	-1.92	-5.24
30.000	-3.08	-5.08
20.000	-4.07	-5.00
10.000	-4.60	-4.61

Cavalcanti (2017) apresenta testes alternativos utilizando uma abordagem com *local-randomization*, seguindo a proposta de Cattaneo, Frandsen, and Titiunik (2015) que seleciona unidades próximas aos limiares em que o pressuposto de atribuição aleatória do tratamento é mais plausível de ser atendido.

Já Meireles e Andrade (2017) utilizam a técnica de Imbens e Kalyanaraman (2011) para calcular um tamanho de largura de banda que considera o número de observações selecionadas e a distância da descontinuidade. As *bandwidths* apresentadas nos testes principais estão entre 30 e 45 mil, mas os autores testam a sensibilidade dos resultados com outras opções menores de largura de banda.

Nesta direção, com a finalidade de amenizar eventuais problemas que o desenho de pesquisa possa trazer, os testes serão apresentados com *bandwidths* diversas, privilegiando a que apresenta maior balanceamento na diferença de magnitude entre as eleições de 2004 e 2000. Sendo assim, o primeiro desenho de pesquisa proposto utiliza dados eleitorais de 2004 e 2008 para os municípios que se enquadram na primeira e segunda categorias de magnitude do distrito, com população de até 95.238 pessoas, contando com o limiar populacional de 47.619 que divide os municípios de terem 9 ou 10 cadeiras.

Como variáveis de interesse para todos os testes, utilizo as medidas de fragmentação usualmente utilizadas pela literatura: número de partidos efetivos em votos (ENPV), número de partidos efetivos com assentos (ENPS), número efetivo de candidatos (ENC), número total de candidatos, número total de partidos e o número efetivo de partidos em disputa para as prefeituras (ENPV Prefeituras). Além destas medidas, também utilizo medidas que visam

captar o efeito da magnitude do distrito sobre o número e tamanho das coligações partidárias nos pleitos municipais. Todas estas variáveis são calculadas a partir dos dados disponibilizados no Repositório de Dados Eleitorais do Tribunal Superior Eleitoral.

O segundo desenho de pesquisa proposto utiliza as descontinuidades populacionais apresentadas pela EC n.58 de 2009, na qual congressistas revisaram as faixas estabelecidas pela Constituição e pela Justiça na chamada "PEC dos vereadores". Neste desenho são utilizados os dados das eleições de 2012 tomando como base as duas primeiras faixas populacionais que são compostas por municípios com até 30 mil habitantes e o limiar de 15 mil pessoas que divide municípios de terem 9 ou 11 cadeiras em disputa.

Todavia, este desenho de pesquisa possui uma particularidade que o distingue do desenho apresentado acima: municípios deveriam aprovar em suas câmaras municipais as mudanças de magnitude, ou seja, eles deveriam se auto-selecionar para receber o tratamento. Dos 3.381 municípios que deveriam ter 9 cadeiras em 2012, apenas 7 deles não cumpriram a regra e ficaram com 11 cadeiras em disputa. Já dos 1.110 que estariam aptos a ter 11 cadeiras, 838 estavam de acordo com a norma e 269 ainda não haviam mudado a magnitude do distrito para aquela eleição (os 3 municípios restantes ficaram com 10 cadeiras).

Dessa forma, há outros dois potenciais problemas que devem ser contornados: a auto seleção e o não cumprimento das regras pelas unidades do estudo.

Para alterarem a magnitude, os municípios tiveram que se auto selecionar, visto que a alteração dependia de aprovação de uma Lei Orgânica na própria câmara municipal. O problema, então, poderia ser o de que partidos e candidatos se mobilizassem para aprovar esta Lei apenas se encontrassem benefício próprio em tal ato, assim não ultrapassando os obstáculos de endogeneidade da relação entre regras eleitorais e resultados políticos.

Contudo, a expectativa teórica do resultado desta mudança é o aumento da fragmentação eleitoral e partidária, algo que não está na direção esperada sob o entendimento de que partidos e vereadores se mobilizariam para, por exemplo, aumentar a representação de seu grupo, pois, afinal, não faria sentido abrir o mercado eleitoral para melhor desempenho da concorrência. Outro fator neste sentido é o de que o método de distribuição das cadeiras é por si só um obstáculo para manipulações como esta, tendo em vista a grande dificuldade imposta para a antecipação do destino das cadeiras adicionadas.

Com relação aos municípios que não se adequaram aos parâmetros expostos na nova regra, a proposta desta pesquisa é amenizar este problema utilizando uma abordagem que considere a "intenção de tratamento". Dessa maneira, utiliza-se o fato de um município estar apto a receber o tratamento como um instrumento para a aplicação do tratamento em si. A técnica que nos permite utilizar a descontinuidade populacional em conjunto com esta abordagem por variável instrumental é a regressão descontínua *fuzzy* (Dunning, 2012). Esta abordagem é utilizada nos casos em que as descontinuidades não determinam a atribuição do tratamento, mas alteram a probabilidade de que a unidade o receba. Este é o caso do estudo aqui realizado, visto que o fato do município ultrapassar o limiar de 15 mil habitantes o deixa apto a receber o tratamento que é aumentar sua magnitude em duas cadeiras, para um total de 11, ficando pendente apenas a aprovação da lei orgânica no parlamento municipal.

Neste desenho de pesquisa também deve-se lidar com a questão dos municípios que possuíam magnitude do distrito elevada até as eleições de 2000. Para tanto, duas opções de testes podem ser utilizados para amenizar este problema: a primeira delas é a utilização de *bandwidths* menores, como no desenho de pesquisa acima, e a segunda seria filtrar a amostra para unidades que possuíam magnitude do distrito igual a 9 desde 2000 e que em 2012 ou mudaram para 11 cadeiras ou mantiveram as 9. Com isso, o foco seria evitar algum viés que a trajetória distinta do número de cadeiras em disputa nos municípios pudesse trazer aos resultados.

Por fim, a terceira proposta de desenho de pesquisa também utiliza as mudanças realizadas após a aprovação da emenda constitucional de 2009. Aproveitando que alguns dos municípios com magnitude do distrito igual a 9 em 2008 mudaram o número de cadeiras para 11 em 2012, em cumprimento à nova regra, é possível utilizar uma estratégia de *differences-in-differences* com dois tempos - um pré e um pós tratamento. Com esta técnica, é possível dar conta das diferenças nas variáveis de interesse tanto em termos temporais quanto *cross-sectional*. Contudo, para que a técnica seja válida há um importante pressuposto sobre a tendência paralela das variáveis de interesse para os grupos de tratamento e controle antes da intervenção ocorrer, caso os grupos tenham tendência distinta, a técnica não é capaz de produzir uma estimativa confiável do efeito do tratamento.

Com este desenho de pesquisa também serão realizados testes com dois tipos de amostras distintas, uma que considera todos os municípios que possuíam 9 cadeiras em 2008 que ou mudaram para 11 em 2012 ou mantiveram os 9 assentos, e outra que filtra apenas os municípios

com magnitude igual a 9 desde as eleições de 2000 e que mudaram ou não a magnitude do distrito para 11 em 2012.

Aqui foram apresentadas as três abordagens que são mobilizadas nesta pesquisa considerando as mudanças de magnitude do distrito identificadas. Os testes realizados a partir destes desenhos de pesquisa estão no próximo capítulo e seguem a ordem aqui apresentada: regressão descontínua *sharp* para as mudanças da Resolução do TSE, regressão descontínua *fuzzzy* e *difference-in-differences* para as alterações fruto da Emenda Constitucional n.58.

4. Resultados

4.1. Mudanças de magnitude realizadas a partir da Resolução do TSE em 2004. Análise com regressão descontínua *sharp.*

Nesta seção, apresento os resultados dos testes realizados utilizando a descontinuidade populacional criada pela Resolução 21.702 de 2004 do TSE. O limiar de interesse é o de 47.619 habitantes, que separa municípios de terem 9 ou 10 cadeiras em disputa para as eleições de 2004 e 2008.

Como apresentado acima, deve-se atentar ao tamanho das *bandwidths* utilizadas nestes testes, tendo em vista que unidades longe do limiar populacional de interesse estão desbalanceadas em uma variável importante para os resultados da pesquisa: a diferença da média de cadeiras em disputa entre 2004 e 2000.

Para dar conta deste problema, os modelos apresentados possuem *bandwidth* de 10 mil habitantes, ponto no qual identifica-se melhor balanceamento entre a média da diferença de magnitude para ambos os lados da descontinuidade estudada. Testes que consideram a largura de banda ótima calculada com o método de Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014) são apresentados no Apêndice, bem como testes que verificam sua sensibilidade ao utilizar bandas de 50% a 150% desta *optimal bandwidth*, seguindo a proposta de Mignozzetti e Cepaluni (2019).

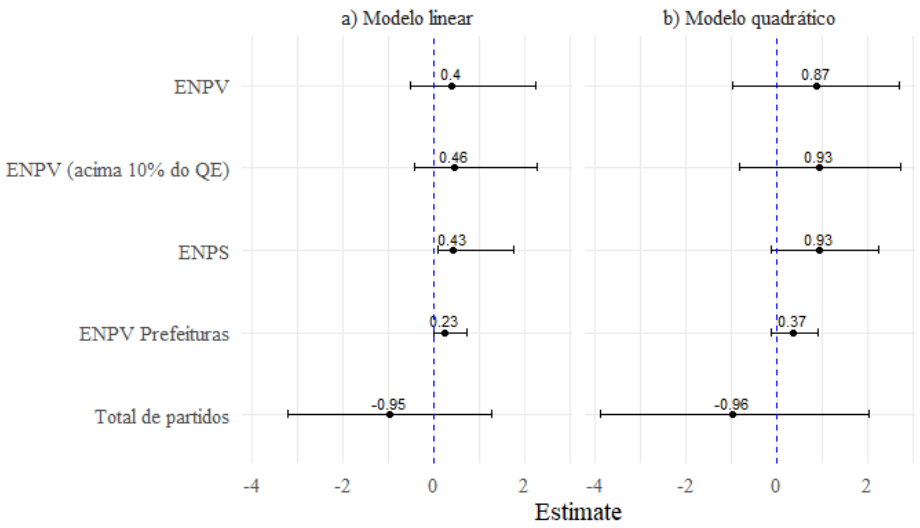
Dessa forma, os resultados aqui apresentados representam o efeito médio local do tratamento fruto das regressões descontínuas utilizando o desenho de pesquisa citado, considerando intervalos de confiança de 95% robustos. Os gráficos apresentam resultados de modelos lineares e quadráticos seguindo a orientação de Angrist e Pischke (2014) que aconselham a consideração de não-linearidades no modelo com a finalidade de reduzir a probabilidade de erros em análises por RD.

Com a finalidade de tornar a visualização e análise dos resultados mais simples e clara, as variáveis de interesse estão separadas em três grupos distintos. O primeiro deles apresenta as variáveis relacionadas ao número de partidos, a segunda às coligações e a terceira ao número de candidatos disputando os pleitos.

4.1.1. Número de partidos

O gráfico 1 apresenta os resultados das regressões descontínuas sobre as variáveis relacionadas ao número de partidos nas disputas.

Gráfico 1: efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de partidos. Bandwidth = 10.000. Limiar = 47.619 habitantes.



A primeira variável, número efetivo de partidos em votos (ENPV), apresenta um efeito positivo em todos os testes realizados. A título de exemplo, o efeito médio local do tratamento no modelo quadrático significa que, em média, o aumento de uma cadeira em disputa causou uma adição de 0,87 partido efetivo nos municípios próximos ao limiar populacional de 47.619 habitantes.

Os sinais positivos dos resultados estão alinhados com a teoria, pois é esperado que magnitudes maiores geram sistemas partidários mais fragmentados. Esta variável leva em consideração o peso da votação que os partidos políticos recebem nos pleitos municipais da amostra, isso quer dizer que uma cadeira a mais em disputa faria com que os eleitores dispersassem mais a sua votação. Segundo a teoria, isso ocorre devido ao aumento da proporcionalidade das eleições que diminui a diferença da votação entre eleitos e não eleitos, o que torna a diferença entre partidos viáveis e inviáveis menos discernível e, com isso, mais eleitores votariam de maneira sincera, já que o voto estratégico seria mais difícil de ser concebido. Entretanto, nenhum dos modelos alcança significância estatística, de modo que não se pode afirmar que há um efeito causal da magnitude do distrito sobre a variável, este efeito pode ser nulo ou mesmo negativo.

A variável seguinte representa o número efetivo de partidos em votos considerando apenas candidaturas que receberam votação de ao menos 10% do quociente eleitoral do distrito. Esta especificação alternativa da variável é considerada seguindo os achados de Cheibub e Sin (2020), ao apontarem que nas eleições para Deputado Federal entre 2002 e 2014, a votação nominal recebida por 59% dos candidatos não alterou a distribuição de cadeiras realizada no período quando removidas. Nos testes realizados, nota-se que também não há interferência na dimensão e direção dos coeficientes do efeito quando candidaturas que não alcançam votação nominal de ao menos 10% do quociente eleitoral são retiradas da amostra. O efeito médio local do tratamento é similar ao apresentado para a variável sem este filtro.

Com relação ao número efetivo de partidos com assentos, os coeficientes também são todos positivos. Esta variável considera o peso dos partidos na distribuição de cadeiras nos parlamentos municipais. O aumento de 0,93 partido efetivo em assentos observado no modelo quadrático representa que o aumento da magnitude do distrito teve como consequência o acréscimo da fragmentação partidária nas câmaras municipais em quase um partido, o que poderia influenciar a discussão e votação de políticas públicas pelos municípios, uma vez que mais um partido teria peso efetivo traduzido em número de cadeiras no parlamento. Este resultado não alcançou significância estatística ao nível de 95% de confiança utilizado como padrão nos testes expostos, mas a alcançaria caso fosse considerado um nível de 90% ($p = 0,077$). Nota-se que o modelo linear também encontrou efeito positivo e estatisticamente significativo de 0,43 partido efetivo com assento.

Para testar uma possível contaminação do efeito do aumento da magnitude do distrito nas eleições para vereador sobre a fragmentação partidária das eleições para prefeito, utilizo a variável de número efetivo de partidos em votos construída utilizando a votação para os candidatos às prefeituras municipais (ENPV Prefeituras). O aumento de uma cadeira na disputa para vereador e a esperada fragmentação partidária nas eleições proporcionais poderiam também contribuir para a dispersão na votação para o cargo do Executivo municipal, tendo em vista que as eleições acontecem concomitantemente e os atalhos informacionais utilizados pelos eleitores poderiam contribuir para isso.

O efeito de 0,37 no modelo quadrático indica que uma cadeira a mais na disputa para o parlamento municipal geraria maior fragmentação eleitoral na eleição para a prefeitura. O efeito médio local do tratamento nesta variável é positivo em todos os modelos testados. No caso da *bandwidth* de 10.000 habitantes, este efeito é estatisticamente significativo ao nível de

95% no modelo linear, e fica próximo à significância ao nível de 90% no modelo quadrático (p=0,12).

Por fim, o efeito médio local do tratamento sobre o número total de partidos nas disputas municipais de 2004 e 2008 é negativo em todas as especificações do modelo utilizadas. Embora não apresentem significância estatística em nenhum dos resultados, as estimativas calculadas indicam que não houve maior entrada dos partidos políticos nas eleições municipais como resposta ao aumento da magnitude, conforme o esperado teoricamente. Com maior número de cadeiras em disputa, há espaço para mais partidos obterem ao menos uma cadeira nos parlamentos, com a proporção necessária de votos diminuindo na medida em que a proporcionalidade do pleito aumenta. Esperava-se, portanto, uma descoordenação das elites, que passariam a entrar mais nas disputas apesar da inviabilidade eleitoral. Entretanto, novamente tomando o modelo quadrático como referência, o efeito não significativo observado foi de -0,961, ou seja, em média, praticamente um partido deixa de entrar na disputa como consequência do aumento da magnitude em uma cadeira.

4.1.2. Coligações

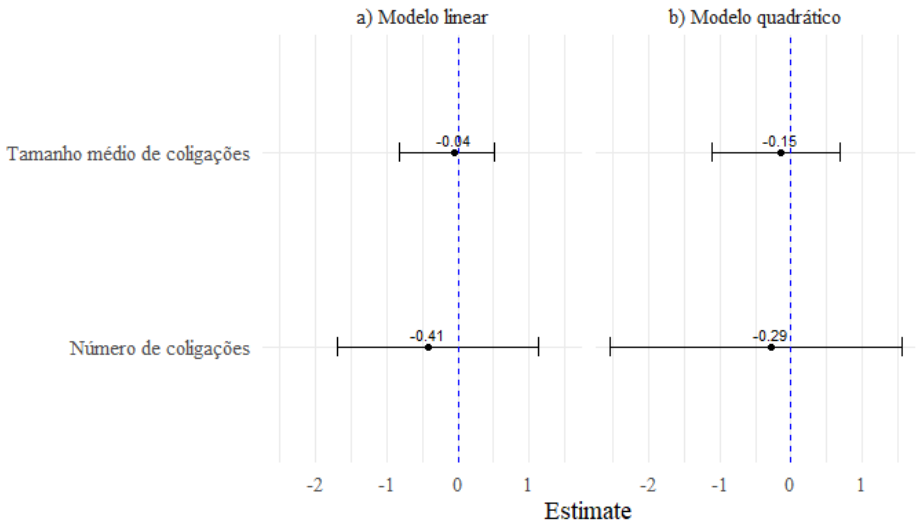
O gráfico 2 mostra os coeficientes para o efeito médio local do tratamento sobre as variáveis de interesse relacionadas às coligações eleitorais nas disputas municipais.

Os modelos de regressão descontínua apresentam efeito negativo sobre o tamanho médio das coligações partidárias, mas este efeito é próximo a zero e não possui significância estatística. Em termos teóricos, com o aumento da magnitude do distrito esperava-se que o tamanho médio das coligações diminuísse, tendo em vista a maior proporcionalidade da eleição e a diminuição da votação necessária para se obter uma cadeira na disputa. A lógica é a de que partidos que geralmente compõem uma coligação nas eleições municipais optam por disputar sozinhos, aproveitando o menor quociente eleitoral consequente do aumento da magnitude do distrito.

Como consequência disso, o efeito esperado sobre o número de coligações nas disputas é positivo, com mais partidos decidindo entrar sozinhos nas eleições devido aos benefícios menores provenientes da participação em uma coligação, principalmente ao considerar o menor quociente eleitoral. Todavia, o efeito encontrado nos testes realizados é negativo. No modelo quadrático, o efeito médio local do tratamento é de -0,287 coligação, indicando que o aumento da magnitude do distrito em uma cadeira causou uma diminuição no número de listas

apresentadas nas disputas. Ainda assim, destaca-se que nenhum dos resultados apresentou significância estatística.

Gráfico 2: efeito médio do tratamento local sobre as variáveis que consideram a fragmentação em coligações pré-eleitorais. Bandwidth = 10.000. Limiar = 47.619 habitantes.



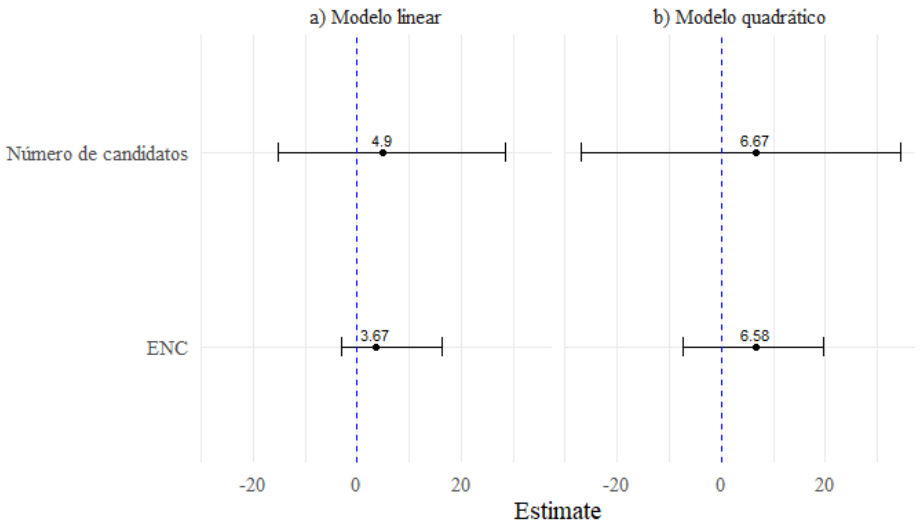
Para além do resultado sobre o número de coligações estar na direção contrária do esperado, a relação inversamente proporcional entre esta variável e o tamanho médio de coligações também não é observada. Coligações menores deveriam resultar em mais listas entrando nas disputas. Todavia, conforme apresentado na seção anterior, o aumento da magnitude do distrito em uma cadeira teve um efeito negativo, também não significativo, sobre o número total de partidos. Este fator ajuda a explicar a diminuição de tamanho e número das coligações eleitorais apresentadas nas eleições, uma vez que o desdobramento da entrada de menos agremiações é a presença de coligações em menor número e com menos partidos. Sendo assim, a relação inversamente proporcional esperada entre as variáveis sobre coligações deve ocorrer quando a expectativa de mais partidos políticos entrando nas disputas como consequência do aumento da magnitude do distrito se concretize.

4.1.3. Número de candidatos

Seguindo a distinção feita por Cox (1999) de que, em sistemas eleitorais onde eleitores depositam votos diretamente para os candidatos a expectativa é de que M + 1 competidores

viáveis estejam na disputa, o gráfico 3 apresenta os resultados de modelos cujo as variáveis de interesse são o número total de candidatos em disputa e o número efetivo de candidatos.

Gráfico 3: efeito médio do tratamento local sobre as variáveis que consideram a fragmentação em número de candidaturas. Bandwidth = 10.000. Limiar = 47.619 habitantes.



Tomando como base o modelo quadrático, o efeito médio local do tratamento sobre o número total de candidatos na disputa é positivo. Em média, o aumento da magnitude do distrito em uma cadeira causaria um aumento de 6,67 candidatos na disputa. Este efeito é positivo em todas as especificações do modelo, mas não alcança significância estatística. O resultado está alinhado ao esperado teoricamente, tendo em vista que o aumento do número de vagas gera incentivos para que mais candidatos decidam entrar na disputa e para que partidos permitam que mais filiados se tornem candidatos, o que aconteceria justamente pelo aumento da proporcionalidade da disputa e a menor votação necessária para conquistar a vaga.

Do mesmo modo, o efeito sobre o número efetivo de candidatos também é positivo em todos os modelos considerados. Cox (1999) espera M + 1 candidatos efetivos em disputas em que eleitores depositam votos nominais diretamente para os candidatos, algo que ocorreria pelo mesmo mecanismo que resultaria em M + 1 partidos efetivos em sistemas restritivos que incentivam o comportamento estratégico dos atores.

O efeito médio local do tratamento sobre esta variável foi de 6,58 candidatos efetivos no modelo quadrático. Este coeficiente indica que o número de candidatos que efetivamente receberam votos aumentou na mesma proporção dos candidatos totais que entraram na disputa,

indicando que os eleitores dispersaram ainda mais a votação. Considerando o aumento de uma cadeira em M, a expectativa teórica era de um aumento em candidaturas também nesta proporção, com uma cadeira a mais resultando a adição de mais um candidato efetivo, entretanto o aumento observado foi superior, ainda que não significativo estatisticamente.

Por fim, deve-se destacar um outro motivo pelo qual a relação esperada entre magnitude e número de candidaturas é positiva nas eleições estudadas. O limite de candidaturas que partidos e coligações podem lançar em suas listas é determinado pela lei eleitoral como uma função da magnitude do distrito. Nas eleições consideradas na amostra, as nominatas podem conter candidatos em uma quantidade de até 150% do número de cadeiras a preencher quando o partido está disputando isoladamente, e até 200% no caso das coligações. Sendo assim, por via de regra, quanto maior a magnitude, maior o número de candidatos que legalmente podem constar nas nominatas. De todo modo, isso não gera conflito com as expectativas e resultados encontrados.

4.2. Mudanças de magnitude realizadas a partir da Emenda Constitucional n.58 de 2009. Análise com regressão descontínua *fuzzy*.

Após as mudanças realizadas pelo TSE, congressistas aprovaram em 2009 o que se tornou a Emenda Constitucional n.58 que, de maneira geral, aumentou a magnitude do distrito dos municípios brasileiros. Aqui são apresentados os testes realizados aproveitando a descontinuidade populacional de 15 mil habitantes que separa municípios de terem 9 ou 11 cadeiras em suas câmaras municipais. Como nem todos os municípios haviam se adaptado à nova regra para as eleições de 2008, tendo em vista a necessidade de aprovação de lei orgânica municipal para esta alteração, utilizo uma abordagem por regressão descontínua *fuzzy*.

Nestes modelos, também devem ser consideradas as trajetórias distintas dos municípios que estão em cada lado da descontinuidade. Mesmo que o objetivo da abordagem seja verificar o efeito do aumento de cadeiras de 9 para 11, há municípios que nas eleições de 2000 contavam com 11 ou mais assentos e em 2012 estão abaixo do limiar populacional, uma vez que antes das decisões da Justiça em 2004 muitos municípios possuíam cadeiras em um número desproporcional a seu número de habitantes.

São 4.111 municípios que possuíam 9 cadeiras em 2008 e 9 ou 11 cadeiras em 2012. Porém, caso o filtro seja de municípios que possuíam 9 cadeiras desde 2000, este número cai para

2.699. Este filtro é relevante tendo em vista o viés que municípios que já possuíram número de cadeiras superior no passado podem trazer para os resultados dos testes. É plausível que um município que tinha, por exemplo, 13 cadeiras em 2000 e passou a ter 9 em 2004 e 2008, voltando a 11 cadeiras em 2012, tenha um sistema partidário diferente de um município com 9 cadeiras de 2000 a 2008 e que passou para 11 apenas após a vigência da emenda constitucional.

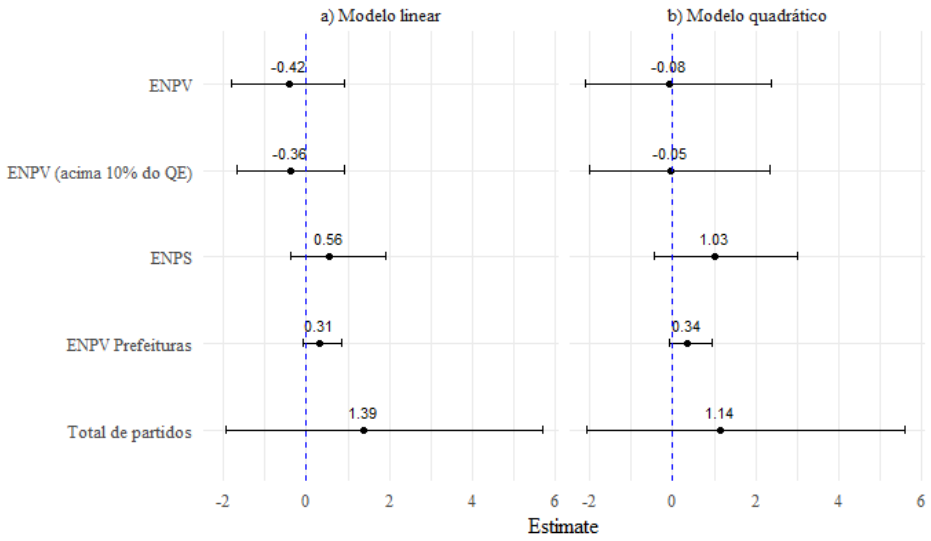
Com isso, os mesmos testes foram realizados com as duas amostras apresentadas. Assim como na seção anterior, as variáveis de interesse estão divididas em três grupos e apresentadas na sequência. Os modelos utilizam a *optimal bandwidth* calculada com o método de Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014). No Apêndice estão os resultados dos modelos que consideram *bandwidths* de 50% e 150% desta apresentada no corpo do texto.

4.2.1. Número de partidos

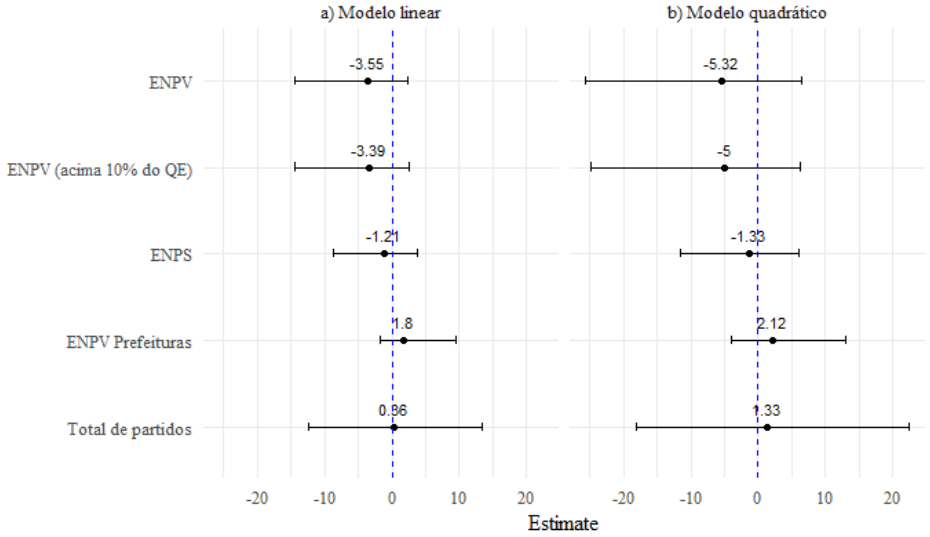
O gráfico 4 (a) e (b) apresentam os resultados dos modelos de regressão descontínua fuzzy utilizando a amostra completa (a) e a amostra filtrada com municípios que tinham magnitude igual a nove desde 2000 (b).

Gráfico 4: efeito médio local do tratamento sobre variáveis de número de partidos. RD fuzzy. Optimal bandwidth. Limiar = 15.000 habitantes.

a) Amostra completa:



b) Amostra filtrada - municípios com magnitude 9 desde 2000:



Os modelos apresentados utilizam a largura de banda ótima. Seus resultados apontam para um efeito negativo do aumento de magnitude em duas cadeiras sobre o número efetivo de partidos em votos, indicando que eleitores teriam concentrado a votação em menos candidatos, apesar do incentivo para maior dispersão gerado pelo aumento do número de vagas em disputa.

A dimensão deste efeito negativo é diferente entre as duas amostras consideradas. Por exemplo, enquanto o efeito médio local do tratamento no modelo quadrático que considera a amostra completa é de -0,08, bem próximo a zero, ao considerar a amostra filtrada este efeito é de -5,32. De todo modo, o intervalo de confiança calculado para os testes com a amostra filtrada é muito maior, consequência tanto da diminuição do número de observações no total (de 1.547 para 624), quanto do número de observações no grupo de tratamento (831 para 168). Além destes resultados não atingirem significância estatística, quando se utiliza uma largura de banda equivalente a 50% da *optimal* nos testes realizados com a amostra completa, o resultado passa a ser positivo, ainda que também não significativo.

A versão desta variável que considera apenas candidaturas que receberam votação igual a pelo menos 10% do quociente eleitoral dos municípios em que disputaram apresenta efeitos parecidos com os da variável original, inclusive considerando as alterações de dimensão do efeito entre as diferentes amostras mobilizadas e a inversão do sinal nos testes realizados com largura de banda equivalente a 50% da ótima para os testes com a variável completa. Estes achados mostram que mesmo desprezando candidaturas que receberam votação de até 9,99%

do quociente eleitoral, o efeito do aumento da magnitude do distrito sobre a fragmentação partidária medida pelo número efetivo de partidos em votos não muda.

Os resultados do efeito médio local do tratamento sobre o número efetivo de partidos com assentos apontam para maior diferença entre as amostras utilizadas. No caso da amostra completa, há um efeito positivo em todas as especificações do modelo. Já com os testes utilizando a amostra filtrada todos mostram efeito negativo.

Para o modelo quadrático considerando a amostra completa, o efeito da mudança de magnitude sobre a fragmentação na distribuição de assentos nos parlamentos municipais é de 1,03 partido, enquanto o mesmo teste com a amostra filtrada resulta em um efeito de -1,33 partido.

A expectativa teórica para este efeito está de acordo com os resultados encontrados utilizando a amostra completa. A maior magnitude do distrito resultaria em mais partidos efetivamente representados nos parlamentos, uma vez que a menor votação necessária para a conquista da eleição poderia favorecer mais partidos a serem efetivamente representados. Entretanto, a não significância estatística e a divergência entre os resultados calculados com as duas amostras distintas, não permitem a caracterização de uma evidência favorável ao que é esperado teoricamente.

Já com relação ao efeito sobre o número efetivo de partidos nas disputas para as prefeituras municipais, há coeficiente positivo em todas as especificações usadas. O efeito médio local do tratamento calculado a partir do modelo quadrático é de 0,34 e 2,15 nas amostras completa e filtrada, respectivamente. Nota-se a tendência de que exista contágio entre a maior magnitude do distrito nas eleições para o cargo de vereador e as eleições para as prefeituras, na direção de uma descoordenação crescente afetando partidos e eleitores nos diferentes pleitos. Todavia, nenhum dos testes realizados alcançou significância estatística.

Por fim, os testes realizados apontam para efeito positivo do tratamento sobre o número total de partidos nas disputas, em linha com a expectativa teórica de que há maior incentivo para entrada partidária na medida em que a magnitude do distrito aumenta, devido às menores votações necessárias para o sucesso nestes pleitos. Porém, os testes também não alcançam significância estatística e não constituem evidência de efeito causal do tratamento sobre a variável. Além disso, há inversão do sinal do efeito nos testes de robustez que consideram bandwidth igual a 150% da ótima.

4.2.2. Coligações

Seguindo com os resultados dos testes de regressão descontínua *fuzzy*, os gráficos 5 (a) e (b) mostram os coeficientes do efeito médio local do tratamento sobre variáveis que consideram a fragmentação ao nível das coligações partidárias utilizando as duas amostras mobilizadas.

O efeito esperado do aumento da magnitude do distrito em duas cadeiras sobre o tamanho médio de coligações é negativo, seguindo a lógica de que com a diminuição do quociente eleitoral, menos partidos consideram a participação em coligações e se lançam sozinhos na disputa. Entretanto, os testes realizados apontam para um efeito positivo, ou seja, maior número de cadeiras em disputa causou coligações maiores.

O modelo quadrático que considera a amostra completa teve um coeficiente de 1,38 partido a mais na média do tamanho das coligações, um resultado significativo estatisticamente. Já o mesmo modelo considerando a amostra filtrada resultou em um efeito não significativo de 4,87 partidos. Dos modelos calculados utilizando a largura de banda ótima, apenas este resultado não alcançou significância. Ampliando para todos os modelos calculados, todos os que contaram com a amostra completa tiveram efeito positivo e significativo ao nível de 95% de confiança, e dos testes com a amostra filtrada, três dos seis modelos tiveram efeitos que não podem ser considerados diferentes de zero: além do modelo quadrático com a largura de banda ótima citado, os dois que consideram as unidades na metade desta *bandwidth.*

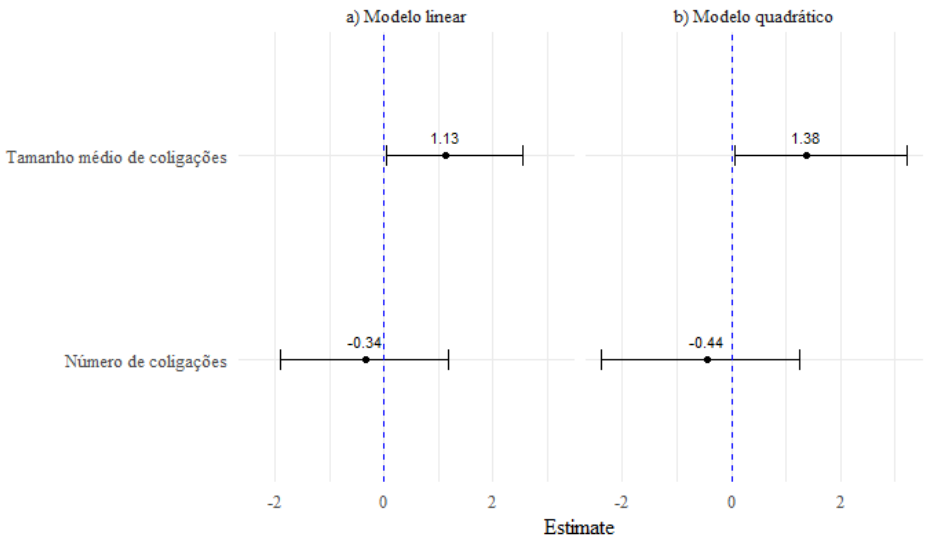
Portanto, há indícios consistentes de que o aumento da magnitude do distrito em duas cadeiras fruto das alterações realizadas pela Emenda Constitucional n.58 de 2009 causou aumento no tamanho médio das coligações partidárias. Porém, como visto, este resultado está na direção contrária ao esperado. Como explicação alternativa para este efeito há a hipótese de que o incentivo gerado pela diminuição da barreira criada pelo quociente eleitoral foi lida pelos partidos como um incentivo para estes ingressarem em coligações maiores e, assim, se beneficiarem das sobras geradas, algo que seria uma potencialização do motivo identificado pela literatura como motivador do ingresso de partidos pequenos em coligações eleitorais (Calvo, Guarnieri e Limongi, 2015).

Já com relação aos testes com a variável que conta o número total de coligações nas disputas, os resultados foram negativos, indicando relação inversamente proporcional entre esta variável e o tamanho médio das coligações. O efeito médio local do tratamento calculado com a amostra completa e com polinômio de grau dois foi de -0,437 coligação, enquanto o mesmo teste

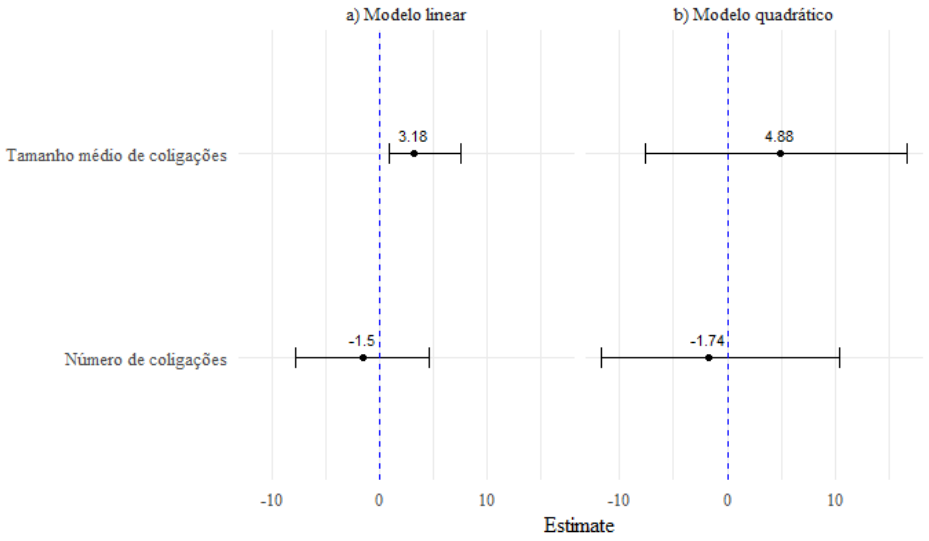
realizado com a amostra filtrada gerou um coeficiente de -1,737 coligação. Dessa maneira, ainda que não sejam estatisticamente significativos, os resultados estão na direção de que mais vagas a serem preenchidas causaram menos coligações competindo, o contrário do esperado teoricamente com a menor votação necessária para que o partido consiga eleger ao menos um candidato.

Gráfico 5: efeito médio local do tratamento sobre variáveis que consideram a fragmentação em coligações pré-eleitorais. RD fuzzy. Optimal bandwidth. Limiar = 15.000 habitantes.

a) Amostra completa



b) Amostra filtrada - municípios com magnitude 9 desde 2000:



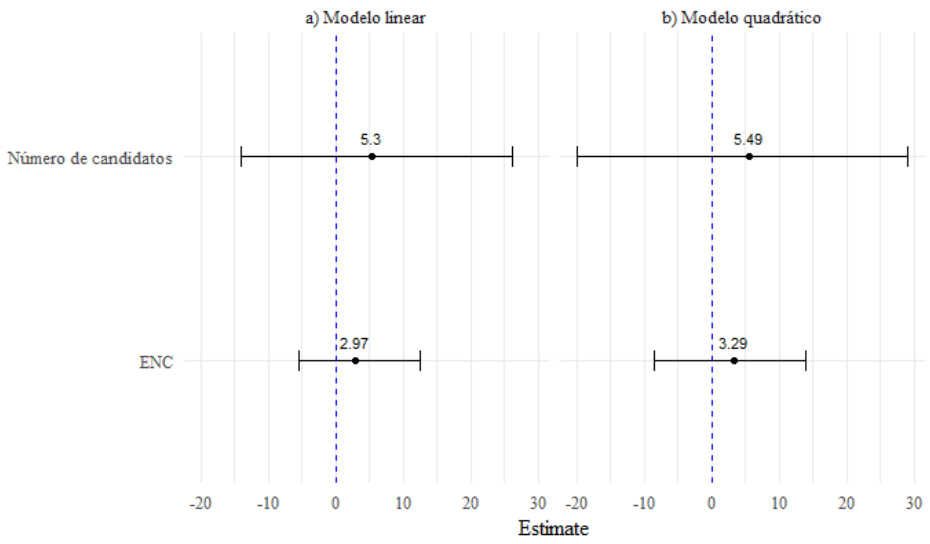
4.2.3. Número de candidatos

Para a avaliação dos testes em que as variáveis de interesse são relacionadas à fragmentação eleitoral em candidaturas, o gráfico 6 apresenta o efeito médio local do tratamento considerando o desenho de pesquisa proposto, aproveitando a descontinuidade de 15 mil habitantes criada pela Emenda Constitucional n.58 que distingue a probabilidade de municípios terem nove ou 11 cadeiras em suas câmaras municipais.

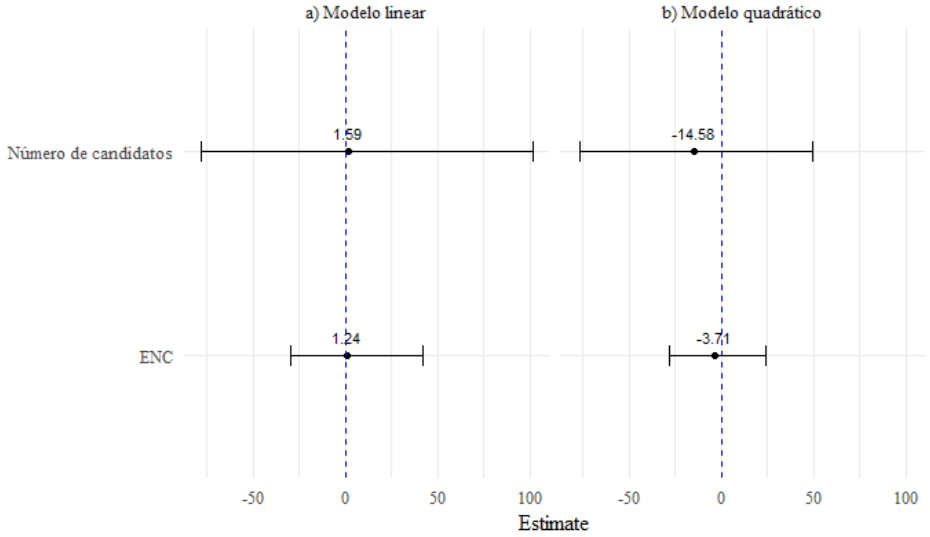
Além das expectativas teóricas sobre a relação da magnitude do distrito e maior fragmentação em candidaturas, deve-se ressaltar novamente que este aumento é também esperado pela mudança no limite de candidaturas permitidas. Segundo a regra, os partidos podiam lançar em suas nominatas um número de candidaturas equivalente a 150% ou 200% do número de vagas a preencher. A primeira proporção é destinada a partidos disputando isoladamente e a segunda às coligações partidárias. Dessa forma, um aumento da magnitude do distrito afeta diretamente o limite de candidaturas que podem ser apresentadas por lista.

Gráfico 6: efeito médio local do tratamento sobre variáveis que consideram a fragmentação em número de candidaturas. RD fuzzy. Optimal bandwidth. Limiar = 15.000 habitantes.

a) Amostra completa



b) Amostra filtrada - municípios com magnitude 9 desde 2000:



A primeira variável diz respeito ao número total de candidatos que entraram nas disputas. Com o aumento da magnitude do distrito em duas cadeiras, se espera que mais candidatos entrem na competição, aproveitando as melhores chances de êxito, algo que poderia ser potencializado pelo aumento no limite de candidaturas. Entretanto, os resultados encontrados são ambíguos quanto ao tamanho e direção do efeito. Utilizando os modelos quadráticos como exemplo, no caso do teste realizado com a amostra completa, o efeito médio local do tratamento é de 5,49 candidatos, enquanto no teste com a amostra filtrada o efeito é de -14,58 candidatos, não havendo significância estatística em nenhum dos casos. Esta variação na dimensão e direção dos efeitos segue nos testes realizados com outras larguras de banda.

Algo semelhante ocorre ao considerar o número efetivo de candidatos como variável de interesse. Novamente com relação ao modelo quadrático, houve um efeito positivo de 3,29 candidatos efetivos quando utilizada a amostra completa e um efeito negativo de -3,71 com a amostra filtrada, também apresentando variação na dimensão e direção dos efeitos entre as alternativas de *bandwidth* propostas. O efeito esperado pela teoria era o aumento da fragmentação, com mais candidaturas efetivamente recebendo votos devido a maior dificuldade de discernimento de candidaturas viáveis e inviáveis gerada pelo aumento da magnitude do distrito.

4.3. Mudancas de magnitude realizadas a partir da Emenda Constitucional n.58 de 2009. Análise por *difference-in-differences.*

Outra abordagem possível para verificar o efeito da magnitude do distrito sobre a fragmentação partidária é a por *differences-in-differences.* Com esta abordagem, aproveita-se o fato de que enquanto alguns municípios mudaram o número de cadeiras em 2012, outros não o fizeram mesmo sendo elegíveis para tanto. Nesta seção, apresenta-se uma abordagem que considera dois pontos temporais, um anterior e outro posterior à Emenda Constitucional n.58 de 2009.

Os municípios estudados são aqueles que possuem até 30 mil habitantes, tendo em vista que o objetivo é verificar o efeito de uma adição de duas cadeiras nas câmaras municipais de cidades que passam da marca de 15 mil habitantes. Como apontado, este limiar separa municípios de terem nove ou 11 cadeiras.

Com o intuito de evitar eventuais vieses na análise, os testes serão realizados utilizando duas amostras distintas, como feito na seção anterior em que as descontinuidades populacionais são utilizadas para aplicação de modelos de regressão descontínua *fuzzy.* Há uma amostra completa, onde constam todos os municípios que possuíam nove cadeiras em 2008 e que, em 2012, ou mantiveram as nove ou passaram para 11 assentos em disputa, e uma amostra filtrada apenas com municípios que possuíam nove assentos desde as eleições de 2000. Isto se deve à possibilidade de que municípios que passaram de nove para 11 cadeiras entre 2008 e 2012 já tenham tido magnitude do distrito maior anteriormente, afetando os resultados esperados do tratamento estudado.

O principal pressuposto a ser considerado nesta abordagem é o da tendência paralela pré-tratamento das variáveis de interesse entre os grupos com ou sem intervenção. Afinal, é com o cumprimento deste pressuposto que a estimativa pode ser considerada não viesada, tendo em vista que caso as unidades que estão no grupo de tratamento tenham uma tendência de aumento enquanto as unidades no grupo de controle tenham tendência de diminuição, o método trará um efeito positivo significativo, que se dá não pela intervenção em si, mas por outras características que diferem os grupos. Esta tendência paralela não é atendida por parte das variáveis estudadas.

Dessa maneira, antes da análise dos testes para cada grupo de variáveis, como feito nas seções anteriores, são apresentados gráficos que demonstram a tendência temporal destas variáveis dividida pelos grupos de tratamento e controle, já que uma clara inconsistência em superar o pressuposto da tendência paralela constitui um obstáculo forte para os resultados

eventualmente encontrados. Como será visto em cada subseção, há variáveis que não cumprem com este pressuposto e os resultados apresentados devem ser desconsiderados.

Como testes de robustez adicionais, também são apresentados testes placebo que aproveitam a mesma divisão de grupos dos testes originais, porém utilizando dados de períodos em que a intervenção não havia ocorrido (eleições de 2004 e 2008). Estes testes devem apresentar resultados próximos a zero, indicando que o efeito observado no teste original realmente se dá devido ao tratamento em questão. Caso resultados não nulos sejam encontrados, é possível avaliá-los em conjunto com a evolução temporal das variáveis dividida pelos grupos, já que um efeito considerável e significativo estatisticamente nestes testes placebo seria indício de existência de algum fator sistemático que diferencia os grupos de tratamento e controle que não depende apenas da intervenção estudada. Portanto, o padrão para que os testes placebo reforcem eventuais evidências encontradas nos testes originais é de obtenção de um resultado que além de não significativo estatisticamente, tenha estimativa bem próxima a zero, de uma maneira que a ausência de efeito seja clara.

Todos os testes realizados nesta seção consideram erros-padrão clusterizados por municípios, efeitos fixos por estado e duas variáveis de controle: número de habitantes estimado no ano anterior de cada eleição e área total em quilômetros quadrados de cada município, conforme dados do Censo de 2000 e, portanto, coletados anteriormente à intervenção estudada. Testes alternativos sem a inclusão de controles ou clusterização dos erros-padrão estão no Apêndice e não alteram os resultados encontrados.

4.3.1. Número de partidos

Os gráficos 7 e 8 mostram a evolução temporal das variáveis de interesse considerando a divisão entre os grupos de tratamento e controle. O primeiro mostra os índices calculados com a amostra completa, o segundo com a amostra filtrada para os municípios com magnitude igual a 9 desde as eleições de 2000. Duas linhas verticais marcam as alterações de magnitude do distrito estudadas nesta pesquisa, por mais que a alteração de 2004 pela Resolução do TSE também esteja destacada, ela não altera a expectativa de tendência paralela entre os municípios, já que as faixas populacionais estudadas nesta seção vão até 30 mil habitantes e a descontinuidade criada pela Resolução é superior, de 47.619 habitantes.

Gráfico 7: tendência temporal para as variáveis de número de partidos com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra completa.

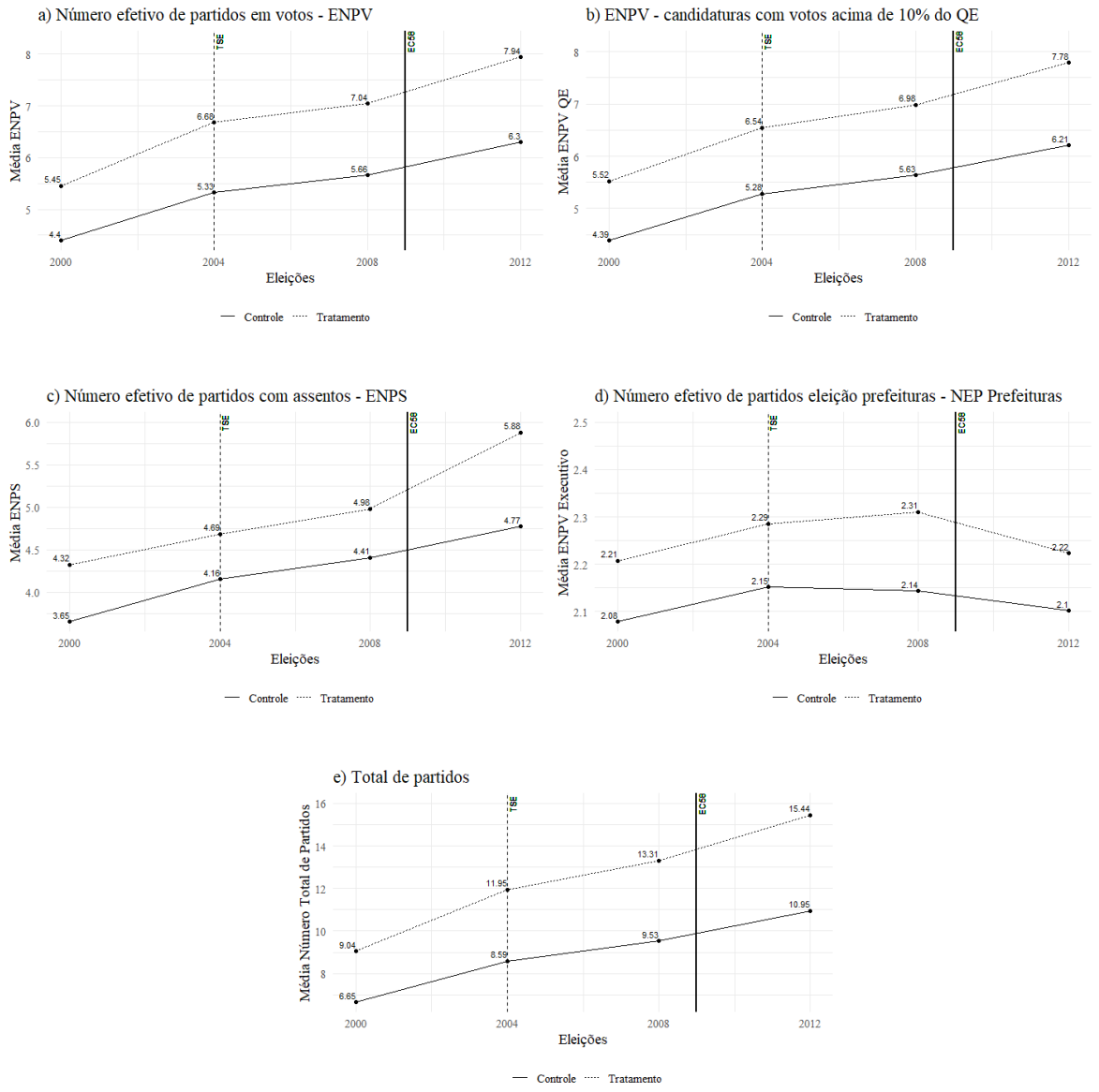
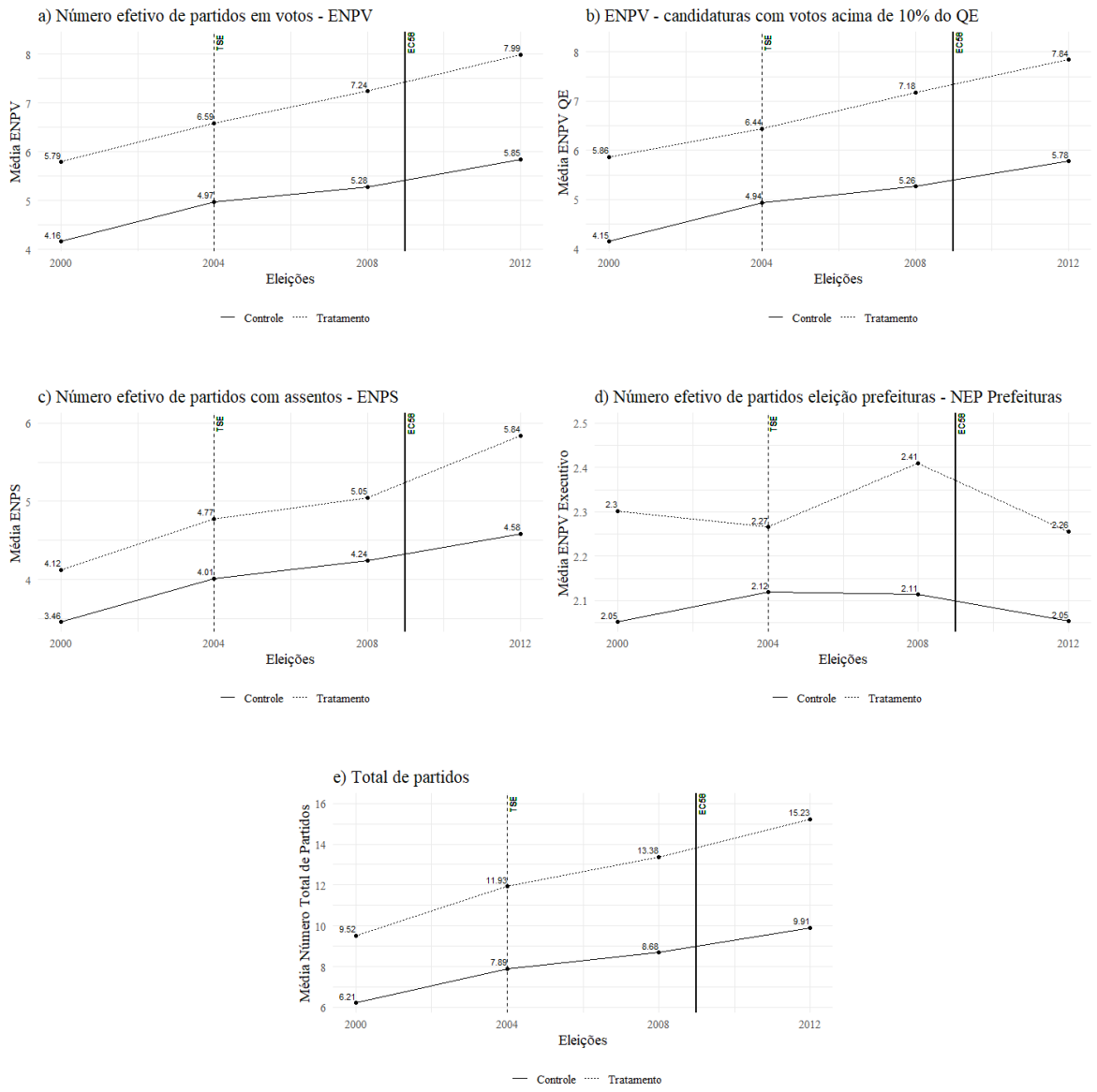


Gráfico 8: tendência temporal para as variáveis de número de partidos com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra filtrada.



A evolução temporal do número efetivo de partidos em votos e da sua versão considerando apenas candidaturas que receberam votação de pelo menos 10% do quociente eleitoral são bem parecidas entre si. No caso da amostra completa, a tendência ascendente da variável é similar entre os grupos de tratamento e controle, sobretudo considerando as eleições de 2004 e 2008. Por outro lado, com relação à amostra filtrada, as variáveis evoluíram de maneira distinta, ainda que a tendência ascendente permaneça em ambos os grupos. Entre 2004 e 2008 há crescimento consideravelmente maior no número de partidos efetivos em votos nas unidades que compõem o grupo de tratamento. Dessa forma, os resultados para os testes que utilizam esta amostra devem ser lidos com maior cautela, uma vez que o efeito encontrado pode ser explicado por

um comportamento sistematicamente diferente da fragmentação partidária em votação nos municípios que compõem cada um dos grupos, e não pela atribuição do tratamento em si.

Para o número efetivo de partidos em assentos, a tendência antes do tratamento entre os grupos é paralela, ou seja, a trajetória crescente desta variável antes da mudança do número de cadeiras em disputa é proporcional para os grupos de tratamento e controle. Com isso, mesmo com os dois grupos apresentando marcas distintas de fragmentação partidária nos parlamentos municipais, a técnica aplicada permite verificar o efeito do tratamento.

Já com relação ao número efetivo de partidos disputando as eleições para as prefeituras municipais, há discrepância na trajetória de cada grupo nas duas amostras utilizadas. Nos dois casos há estabilidade do número efetivo de candidatos ao Executivo municipal, após leve crescimento entre as eleições de 2000 e 2004, quando se considera o grupo de controle, enquanto o grupo de tratamento apresenta maior fragmentação em candidaturas. Portanto, as estimativas do efeito do tratamento sobre esta variável não podem ser identificadas de maneira apropriada, separando este efeito de outros fatores que possivelmente afetam a tendência temporal da variável.

Por fim, o número total de partidos possui tendência crescente em ambos os grupos para as duas amostras mobilizadas. Todavia, deve-se atentar que a dimensão do aumento é diferente entre os grupos, com os municípios do grupo de controle sendo marcados por aumentos menores no número total de partidos entrando nas disputas do que aqueles do grupo de tratamento. Novamente, este fator é sugestivo para a existência de algum comportamento sistemático que difere as unidades pertencentes a cada grupo, o que resulta no aumento maior do número de partidos para os municípios do grupo de tratamento e que deve, portanto, servir de cautela para interpretação dos resultados encontrados.

Passando para a análise dos resultados dos testes realizados, os gráficos 9 e 10 apresentam o efeito médio do tratamento proveniente da abordagem por *difference-in-differences* considerando a amostra completa e filtrada, respectivamente, sobre as variáveis de interesse. Também são apresentados os coeficientes fruto dos testes placebo que utilizam dados das eleições de 2004 e 2008 aproveitando os mesmos grupos de tratamento e controle dos testes originais

Gráfico 9: resultados difference-in-differences para as variáveis de número de partidos com amostra completa

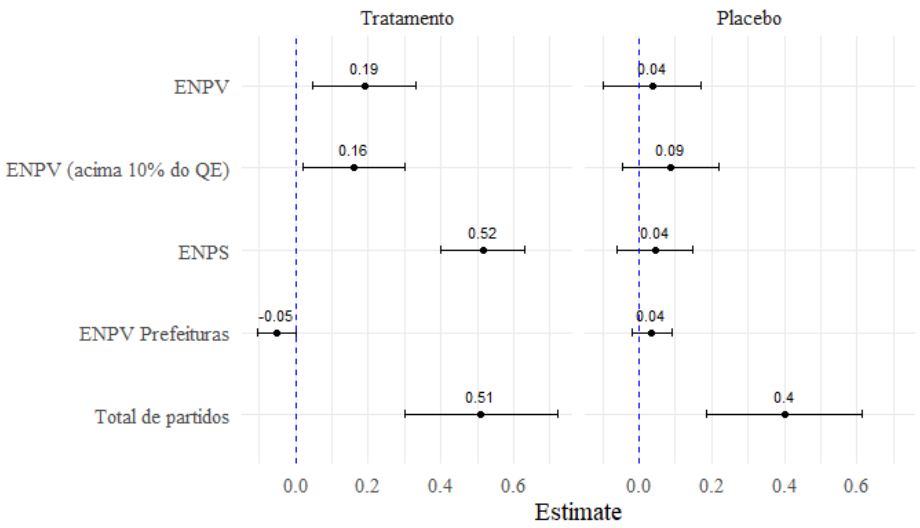
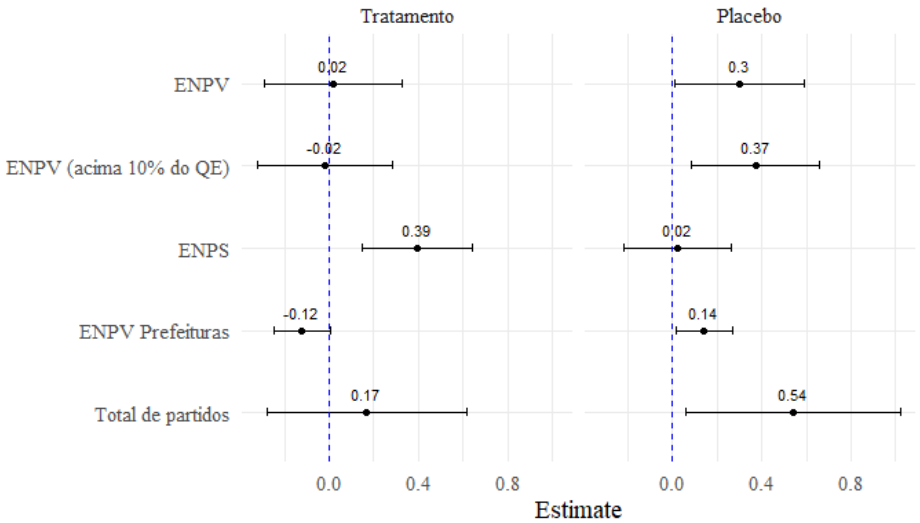


Gráfico 10: resultados difference-in-differences para as variáveis de número de partidos com amostra filtrada



.

De início, encontra-se efeito positivo do tratamento sobre as variáveis de número efetivo de partidos em votos considerando a amostra completa. Duas cadeiras a mais em disputa nos pleitos municipais causaram um aumento de, em média, 0,19 partido efetivo. Valor similar ao encontrado quando consideradas apenas as candidaturas com votação maior que 10% do quociente eleitoral dos distritos, 0,16 partido efetivo. Nos dois casos o efeito do tratamento é significativo estatisticamente ao nível de 95% de confiança. Os testes placebo chegaram a

efeitos consideravelmente menores, como esperado, e que não são significativos estatisticamente e não podem ser considerados diferentes de zero.

Estes resultados estão em linha ao esperado teoricamente. Com mais cadeiras em disputa, há maior dificuldade para os eleitores identificarem candidaturas viáveis e inviáveis, fruto da diminuição da votação necessária para obter o sucesso eleitoral. Consequentemente, eleitores encontram maiores incentivos para deixar de votar estrategicamente e permanecer com o seu partido e candidatos preferidos, pois o risco de desperdício do voto é menor.

Entretanto, quando os testes são realizados com a amostra filtrada, os resultados são menos consistentes com a expectativa teórica. Ainda que o efeito do tratamento sobre o número efetivo de partidos em votos seja positivo (0,02), este valor não pode ser considerado estatisticamente diferente de zero e seu teste placebo resulta em um efeito ainda maior (0,3) e que possui significância estatística. Ao olhar para a variável que seleciona apenas candidaturas com votação de ao menos 10% do quociente eleitoral, o coeficiente do efeito do tratamento chega a ser negativo, com o teste placebo apresentando resultado positivo e significativo estatisticamente.

Estes resultados refletem a diferença sistemática encontrada entre os grupos de tratamento e controle ao apresentar a evolução temporal da variável dividida pelos grupos. Nos gráficos 4.8 (a) e (b), há uma tendência de aumento maior nas unidades do grupo controle quando considerado o período pré-tratamento de 2004 e 2008, que resultou no efeito maior nos testes placebo.

Com relação ao número efetivo de partidos com assentos, os modelos calculados com as duas amostras tiveram resultados parecidos. O efeito médio do tratamento sobre a fragmentação interna às câmaras municipais foi de 0,52 partido com a amostra completa e 0,39 partido com a amostra filtrada, ambos estatisticamente significativos. Ao calcular os testes placebo considerando os mesmos grupos, estes efeitos apresentados somem e deixam de ser discerníveis de zero.

Estas evidências de efeito positivo entre aumento da magnitude do distrito e maior fragmentação em assentos nos parlamentos municipais são esperadas tendo como base a literatura mobilizada. Com o aumento do número de cadeiras em disputa, há maior proporcionalidade nos resultados e menores quocientes eleitorais, fatores que facilitam a

representação de mais partidos e a obtenção de mais cadeiras por parte dos que antes não eram "efetivamente" representados.

Os testes realizados com a finalidade de verificar a existência de contaminação dos efeitos do aumento da magnitude do distrito sobre a fragmentação em eleições para as prefeituras, resultaram em efeito negativo com as duas amostras utilizadas. Embora próximos a zero, no caso da amostra completa, o efeito de -0,05 partido efetivo no teste com a amostra completa obteve significância estatística. A interpretação a ser feita destes resultados negativos é a de que o aumento de magnitude não teria causado descoordenação de partidos e candidatos para o pleito majoritário. Todavia, conforme discutido anteriormente, a tendência temporal desta variável é distinta quando analisados os grupos de tratamento e controle separadamente. Nas duas amostras, entre as eleições de 2004 e 2008 houve um aumento da fragmentação nas eleições dos municípios do grupo de tratamento, mas uma diminuição nos pleitos das cidades do grupo de controle. Esta inconsistência também é evidenciada nos testes placebo realizados, que resultam em efeitos positivos a um tratamento que não existiu.

O efeito do aumento da magnitude do distrito sobre o total de partidos entrando nas disputas é positivo nos testes realizados. Dois assentos a mais em disputa tiveram como consequência um acréscimo de, em média, 0,51 partido nos testes com a amostra completa e 0,17 partido naqueles com a amostra filtrada, com o primeiro caso alcançando significância estatística ao nível de 95% de confiança. Estes coeficientes positivos estão em linha com o esperado pela literatura, ao considerar que a maior magnitude do distrito constitui incentivos para partidos que geralmente não entram em determinadas eleições repensem sua decisão e aproveitem a menor votação necessária para se conseguir ao menos um assento nessas disputas.

Destaca-se, entretanto, que os testes placebo realizados também apresentaram resultados positivos e com um tamanho de efeito considerável. Este fator, em conjunto com o exposto com a tendência temporal da variável nas duas amostras, indica que há uma tendência geral de maior fragmentação na entrada partidária em municípios que estão no grupo de tratamento. Dessa forma, os resultados encontrados podem ser causados por outros fatores que vão além do tratamento estudado e que diferenciam sistematicamente as unidades que compõem cada um dos grupos.

4.3.2. Coligações

Seguindo com a discussão de outro conjunto de variáveis, os gráficos 11 e 12 mostram a tendência temporal das variáveis que medem o tamanho médio das coligações eleitorais e a média de número de coligações por município utilizando as amostras completa e filtrada. As informações disponibilizadas sobre as coligações eleitorais pelo TSE possuem problemas para as eleições de 2000, com mais de 99% dos municípios apresentando apenas uma coligação para a disputa. Dessa maneira, a análise da tendência da variável entre as eleições fica limitada aos dados dos pleitos de 2004 e 2008.

Gráfico 11: tendência temporal para as variáveis de coligações com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra completa.

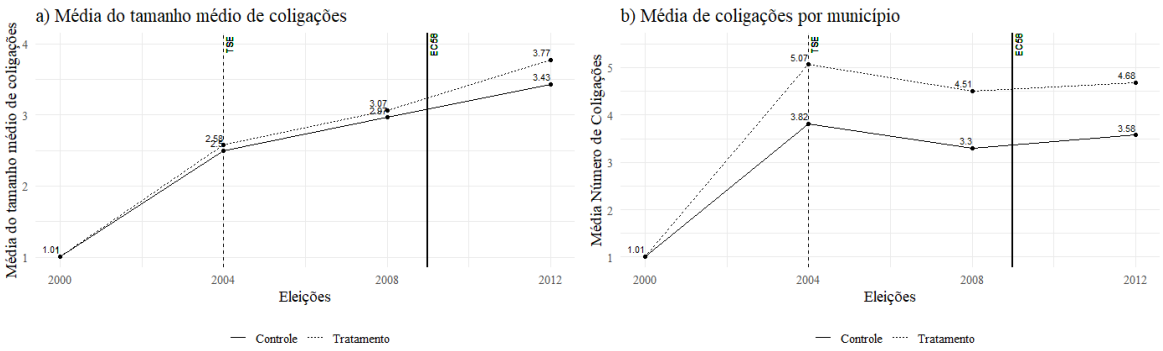
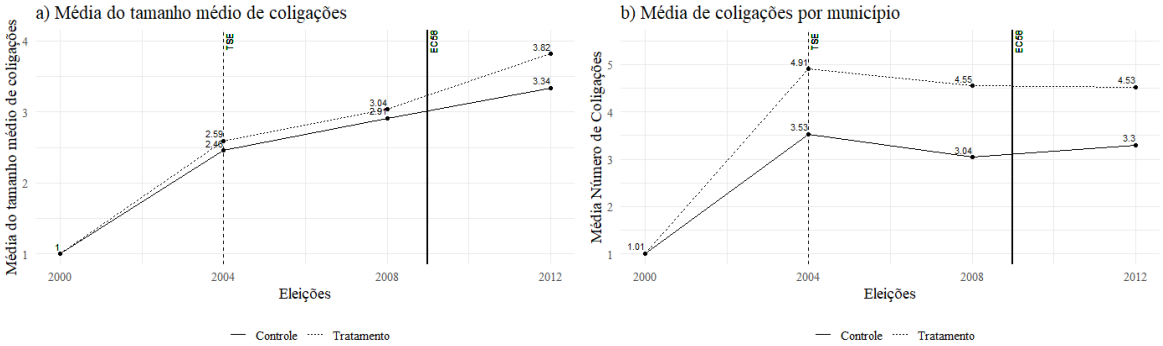


Gráfico 12: tendência temporal para as variáveis de coligações com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra filtrada.



Com relação ao tamanho médio das coligações eleitorais, há tendência crescente nas duas amostras, com o aumento desta variável sendo proporcional entre os grupos de tratamento e controle antes da intervenção realizada pela Emenda Constitucional n.58 de 2009, com os dados de 2004 e 2008.

Do mesmo modo, a média de coligações por município também apresenta evolução temporal paralela entre os grupos de tratamento e controle. Portanto, para as duas variáveis em ambas as

amostras utilizadas não há indícios de que o pressuposto da tendência temporal paralela não é atendido.

Gráfico 13: resultados differences-in-differences para as variáveis que consideram a fragmentação em coligações pré-eleitorais com amostra completa

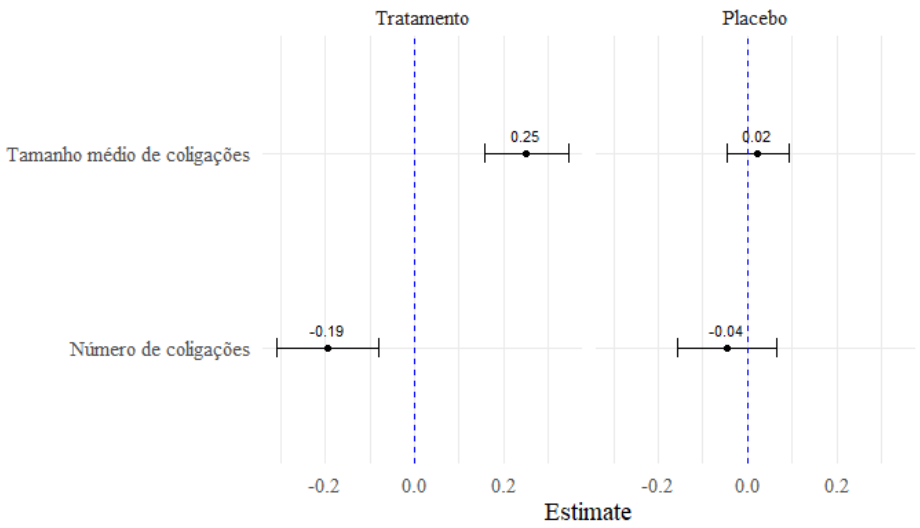
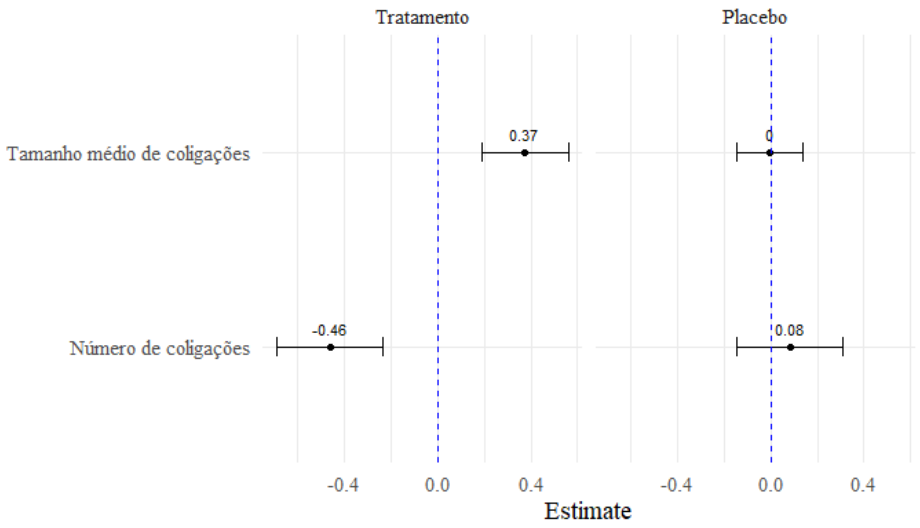


Gráfico 14: resultados differences-in-differences para as variáveis que consideram a fragmentação em coligações pré-eleitorais com amostra filtrada



Os gráficos 13 e 14 apresentam os resultados dos testes. O efeito médio do tratamento sobre o tamanho médio das coligações é positivo tanto no teste com a amostra completa quanto com a filtrada. O aumento da magnitude do distrito em duas cadeiras causou um efeito significativo

de mais 0,25 (amostra completa) e 0,37 partido (amostra filtrada) sobre a média de partidos compondo as coligações.

Os testes placebo realizados com esta variável resultaram em considerável redução do tamanho dos efeitos que também passaram a ser indistinguíveis de zero. Havendo, portanto, evidência consistente de que o aumento da magnitude do distrito em duas cadeiras gerou, em média, coligações com mais partidos.

Contudo, estes resultados vão na direção oposta às expectativas propostas. O aumento do número de cadeiras em disputa torna o caminho para a obtenção de um assento menos tortuoso para os partidos menores, com a barreira criada pelo quociente eleitoral diminuindo. Com isso, o hipotetizado era que menos partidos optariam por concorrer em uma lista conjunta e mais partidos passassem a se lançar sozinhos nos pleitos, aproveitando a menor barreira e não arriscando deixar de receber um assento em detrimento de um membro da lista de outro partido.

Agora, com relação ao número de coligações entrando nas disputas, observa-se um efeito negativo. Este valor é esperado pela leitura dos testes anteriores, devido à relação inversamente proporcional entre tamanho e número de coligações. Entretanto, a expectativa era de maior fragmentação em coligações, considerando os incentivos para que partidos ingressem isoladamente nas disputas com o aumento do número de vagas e o menor quociente eleitoral. Com a amostra completa, em média, o aumento da magnitude do distrito em duas cadeiras causou uma diminuição de -0,19 coligação, um efeito significativo estatisticamente e que deixa de existir quando considerado o teste placebo. Ao considerar a amostra filtrada, o efeito vai para -0,46 coligação, mantendo a significância estatística e o desaparecimento do efeito no teste placebo.

Como apresentado anteriormente, a interpretação alternativa que pode ser proposta para a inconsistência dos resultados com as expectativas teóricas é a de que teria havido uma potencialização dos incentivos para partidos comporem listas e aproveitarem o maior quociente partidário (no caso, das coligações) e suas sobras.

4.3.3. Número de candidatos

Gráfico 15: tendência temporal para as variáveis de número de candidatos com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra completa.

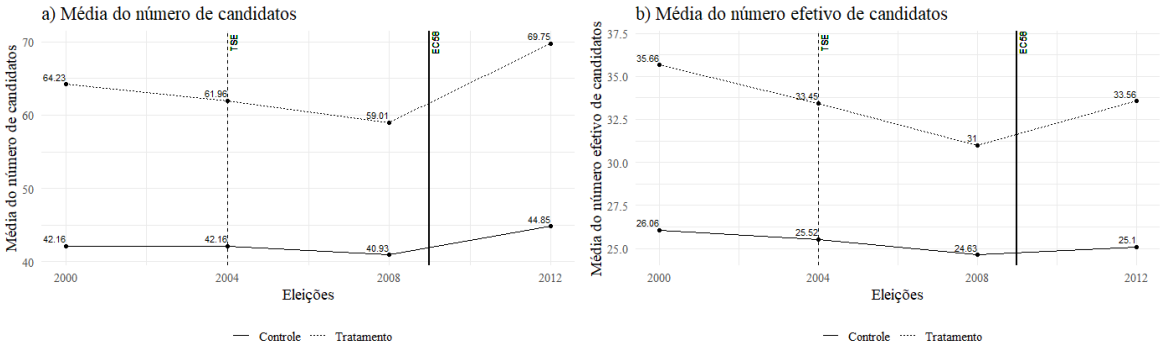
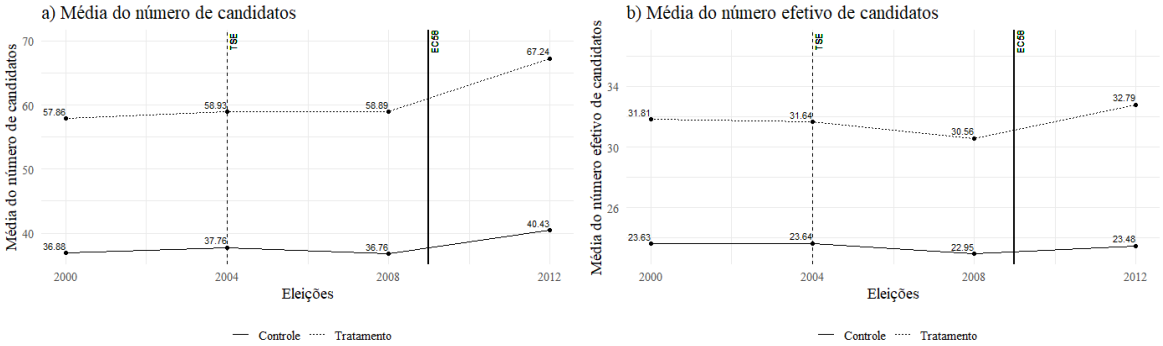


Gráfico 16: tendência temporal para as variáveis de número de candidatos com a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Amostra filtrada.



Por fim, os gráficos 15 e 16 apresentam a evolução das variáveis que captam a fragmentação ao nível das candidaturas, a média de número de candidatos por disputa e a média do número efetivo de candidatos.

No primeiro caso, observa-se uma tendência de queda no número total de candidatos apresentados nas disputas dos municípios que compõem os dois grupos quando considerada a amostra completa. Entretanto, esta tendência é mais acentuada para o grupo de tratamento, o que levanta um sinal de alerta para os testes, pois isso pode acarretar na apresentação de um resultado que não é realmente causado pelo tratamento estudado.

A evolução desta variável quando considerada a amostra filtrada é estável entre as eleições, com leve tendência ascendente entre 2000 e 2004 e decrescente entre 2004 e 2008, mas as variações são proporcionais entre os dois grupos.

Gráfico 17: resultados differences-in-differences para as variáveis que consideram a fragmentação em número de candidatos com amostra completa

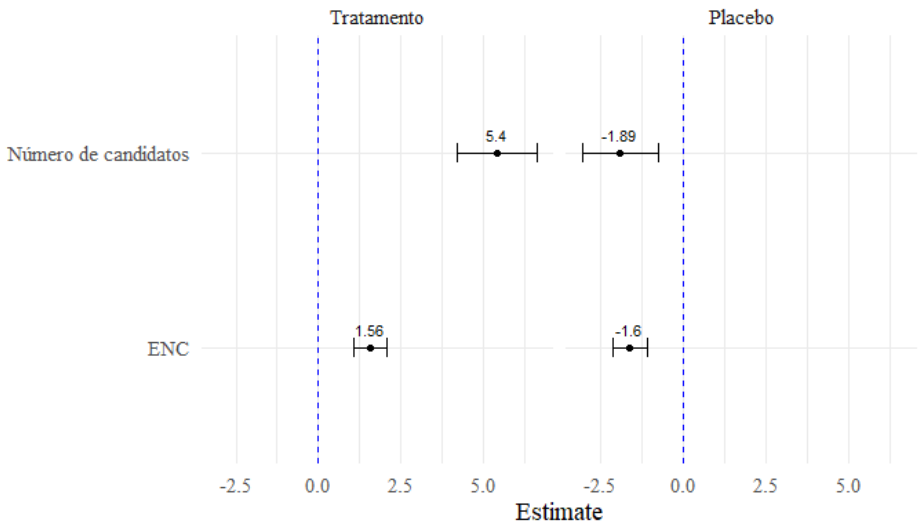
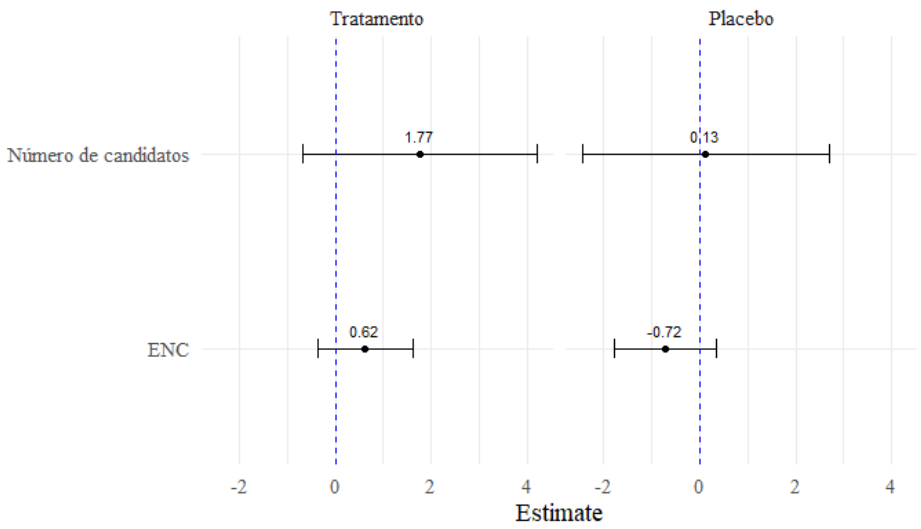


Gráfico 18: resultados differences-in-differences para as variáveis que consideram a fragmentação em número de candidatos com amostra filtrada



A média do número efetivo de candidatos teve evolução parecida, com a amostra completa, a tendência pré-tratamento é de diminuição em ambos os grupos, com a queda do grupo de tratamento sendo mais acentuada, novamente trazendo sinal de alerta para eventuais resultados inconsistentes nos testes. Já quando considerada a amostra filtrada, a evolução para os dois grupos é similar, com relativa estabilidade entre 2000 e 2004 e uma pequena diminuição entre 2004 e 2008.

O efeito esperado do tratamento sobre o número de candidatos totais e efetivos é positivo. Espera-se que a diminuição da votação necessária para conquistar a eleição gere incentivos a candidatos e partidos a se lançarem nas disputas. No caso do número efetivo de candidatos, a maior proporcionalidade entre votos e cadeiras trazida pelo aumento da magnitude do distrito diminui a diferença identificável de candidatos viáveis e inviáveis e, com isso, eleitores que desertariam de um eventual candidato preferido inviável em uma eleição com magnitude menor possuem menos incentivos para este ato.

Nos testes com as duas amostras, o efeito médio do tratamento sobre o número total de candidaturas é positivo. Para o teste com a amostra completa encontra-se um efeito de 5,4 candidaturas a mais na média, este efeito é significativo estatisticamente. Por outro lado, o efeito de uma adição de 1,77 candidatos no teste com amostra filtrada não alcança significância estatística.

Contudo, como visto com a evolução temporal do número de candidatos utilizando a amostra completa, há um efeito negativo considerável no teste placebo (-1,89 candidato). Um resultado que é estatisticamente significativo e constitui uma outra forma de notar a diferença possivelmente existente entre os grupos de tratamento e controle anteriormente ao tratamento em si. Por outro lado, deve-se destacar que esta diferença está na direção oposta àquela esperada pela teoria. Isto é, pode haver um fator sistemático que faz com que os municípios no grupo de tratamento apresentem redução maior no número de candidaturas apresentadas ao longo das eleições, mas, após a intervenção realizada pela emenda constitucional que resultou no aumento da magnitude do distrito, esta tendência foi revertida, com o grupo de tratamento apresentando aumento maior neste número de candidaturas.

Ainda há outro fator que favorece a interpretação de que realmente houve aumento no número das candidaturas, já que o aumento da magnitude do distrito muda a capacidade total das listas que partidos e coligações podem lançar, conforme a regra eleitoral estabelece.

Os resultados dos testes com o número efetivo de candidaturas também são positivos, indicando que o aumento da magnitude do distrito causou maior fragmentação das candidaturas efetivamente recebendo votos. Há significância estatística apenas no teste calculado com a amostra completa, onde há um efeito de mais 1,56 candidato efetivo na disputa. O tamanho do efeito é similar ao aumento da magnitude do distrito, visto que o tratamento em questão consiste na adição de duas cadeiras a mais nas disputas municipais. No teste placebo este efeito passa a ser negativo e também significante estatisticamente (-1,6), refletindo a diferença entre os

grupos para os anos de 2004 e 2008. Enquanto a diferença no número efetivo de candidatos entre estes anos para o grupo de controle foi de -0,89 candidato efetivo, o grupo de tratamento apresentou queda de -2,45 candidatos efetivos, levando as estimativas do teste placebo a encontrar um efeito negativo a despeito da não atribuição do tratamento.

Com a amostra filtrada, os sinais dos resultados são mantidos: há efeito médio do tratamento positivo de 0,62 partido efetivo, e efeito negativo de -0,72 partido efetivo no teste placebo. Mas, sob estas especificações, os resultados não atingiram significância estatística.

4.4. Análise dos resultados

Diferentes abordagens foram utilizadas para aproveitar estas mudanças de magnitude do distrito. Das três técnicas empregadas, duas são experimentos naturais e uma é estudo observacional. Esta variedade levanta uma questão relevante para ser tratada: os diferentes resultados devem ser lidos de maneira sistemática e comparativa para cada uma das variáveis de interesse.

Os limites populacionais determinados pelo TSE em 2004 para atribuição do número de cadeiras em disputa nos municípios foram utilizados na abordagem por regressão descontínua *sharp*, considerando a marca de 47.619 habitantes que separou as municipalidades de terem nove ou 10 cadeiras em disputa. Por esta abordagem foram encontrados efeitos positivos sobre a fragmentação partidária, com exceção do número total de partidos entrando na disputa, que teve efeito negativo. Entretanto, a maioria dos resultados não alcançou significância estatística.

Neste primeiro grupo de variáveis, destaca-se que o aumento de uma cadeira na disputa para os parlamentos municipais causou aumento no número efetivo de partidos nas disputas para as prefeituras. Os testes indicaram que o aumento da magnitude do distrito em eleições para vereadores possui efeitos que contaminam as eleições para os Executivos municipais.

Outro destaque é o efeito sobre o número efetivo de partidos com assentos, uma variável que capta o peso em cadeiras pertencentes a cada partido. Um aumento neste índice representa que mais partidos receberam mais cadeiras, ou, dito de outra maneira, que houve maior dispersão na distribuição das vagas para as agremiações.

Com relação aos demais grupos de variáveis nos testes com RD *sharp*, não houve resultados que constituem evidência de efeito do aumento da magnitude, já que os efeitos negativos sobre

as variáveis que medem o tamanho e número das coligações e os efeitos positivos para as que miram a fragmentação na apresentação e peso das candidaturas não podem ser considerados diferentes de zero por não terem alcançado significância estatística.

Com a aprovação da Emenda Constitucional n.58 de 2009, há uma nova onda de mudanças da magnitude do distrito nos municípios brasileiros. A "PEC dos vereadores" teve como foco principal reverter a diminuição do número de assentos das câmaras municipais, ao incluir no texto constitucional critérios objetivos para definição deste número de maneira proporcional ao tamanho da população das cidades. A emenda determinou que municípios com até 15 mil habitantes tivessem magnitude do distrito igual a nove, enquanto cidades com população entre 15 e 30 mil habitantes tivessem 11 cadeiras em disputa.

A principal diferença com as mudanças realizadas em 2004 é que apenas a aprovação desta emenda constitucional não mudou automaticamente a magnitude dos distritos, os municípios deveriam aprovar em suas câmaras municipais uma lei orgânica redefinindo o número de cadeiras. Isto significa que, por mais que o número de cadeiras que cada município deve possuir seja uma decisão exógena, a escolha de cumprir ou não com as mudanças para as eleições de 2012 foi reservada aos parlamentares municipais. Considerando este obstáculo, os efeitos destas mudanças foram calculados por meio de duas técnicas: a regressão descontínua *fuzzy* e a abordagem por *difference-in-differences*.

Com os testes de regressão descontínua *fuzzy*, o destaque é para o efeito positivo causado por duas cadeiras a mais nas disputas municipais sobre o tamanho médio das coligações. Os resultados indicam que este acréscimo na magnitude do distrito causou um aumento no número médio de partidos por coligação, cerca de uma agremiação a mais por lista. Estes resultados estão na direção oposta ao esperado, considerando a expectativa de maior fragmentação no número de listas apresentadas para as disputas e a consequente diminuição do tamanho destas. Esta hipótese é levantada seguindo o raciocínio de que com mais cadeiras nas disputas, o quociente eleitoral das disputas diminui, o que traz menos benefícios para os partidos que entram em coligações como parte de uma estratégia para superar a barreira representada pelo quociente eleitoral. Contudo, interpretando os resultados apresentados, levanta-se a possibilidade de que o aumento da magnitude possa ter gerado incentivos para mais partidos aderirem às coligações como forma de aproveitar ainda mais o quociente partidário gerado pela lista e fazer proveito de maiores sobras.

Estes resultados estão alinhados aos encontrados pela abordagem por *difference-in-differences* onde também é identificado efeito causal positivo de mais cadeiras em disputa sobre o tamanho médio das coligações. Ainda, os testes mostraram que houve diminuição na apresentação de coligações para as disputas, algo esperado nos termos da relação inversamente proporcional entre tamanho e quantidade de coligações.

Além das evidências de efeito sobre as variáveis relacionadas às coligações, a abordagem trouxe indícios significativos de que mais cadeiras em disputa geraram aumento do número de partidos efetivos em assentos. Este efeito também foi encontrado com os testes de RD *sharp* realizados com as descontinuidades populacionais criadas pelo TSE, e indica que houve maior dispersão no controle de cadeiras nos parlamentos municipais, com mais partidos recebendo mais cadeiras. A maior fragmentação partidária nos parlamentos é esperada pela teoria, já que a distinção entre partidos viáveis e inviáveis se torna mais difícil e os partidos mais votados, que geralmente recebem os votos estratégicos de eleitores que desertam de suas escolhas sinceras, ganham menos cadeiras.

De maneira geral, efeitos significativos foram encontrados sobre o número efetivo de partidos nas disputas para as prefeituras municipais, número efetivo de partidos em assentos, tamanho médio de coligações e número de coligações em disputa. Entretanto, nenhuma das variáveis apresentou efeito significativo em todas as abordagens e desenhos de pesquisa, o que levanta questões relacionadas à validade externa dos resultados. Por exemplo, ao analisar o efeito do aumento da magnitude do distrito sobre o número efetivo de partidos em votos nas eleições às prefeituras municipais, os testes chegaram a um resultado positivo quando o aumento foi de uma cadeira e nulo quando dois assentos foram adicionados.

Sobre o número efetivo de partidos em assentos, testes realizados com as duas mudanças de magnitude estudadas encontraram efeito causal significativo com as abordagens por RD *sharp* e *difference-in-differences.* Com esta última sendo um estudo observacional que aproveitou a mesma mudança de magnitude do distrito estudada nos testes com RD *fuzzy* que resultaram em efeitos nulos sobre a variável.

Entre estas duas abordagens utilizadas com as mudanças encabeçadas pela Emenda Constitucional n.58 de 2009, há resultados significativos sobre a relação positiva entre o aumento do número de cadeiras em disputa e o tamanho médio das coligações eleitorais. Estas evidências vindas de um experimento natural e um estudo observacional indicam que partidos

políticos buscaram entrar em coligações para aproveitar as maiores sobras resultantes do menor quociente eleitoral das disputas.

Contudo, também chama atenção a ausência de resultados consistentes em todos os testes realizados com variáveis como o número de partidos em votos e o total de partidos entrando nas disputas, as principais medidas usadas pela literatura para verificar a fragmentação partidária.

Do ponto de vista teórico, os resultados nulos encontrados sobre estas variáveis favorecem o entendimento de Cox (1997) de que os incentivos para o comportamento estratégico somem quando M > 5 e, por outro lado, questionam o pressuposto de que quanto maior a magnitude do distrito, maior é a fragmentação. Dessa forma, não haveria somente um obstáculo ao funcionamento da regra do M + 1 em contextos de alta magnitude, mas também sobre a própria relação entre magnitude do distrito e fragmentação partidária como um todo.

Nestes contextos, aumentar ainda mais o número de cadeiras em disputa não afeta a fragmentação partidária, considerando a dispersão da votação de eleitores ou da entrada de partidos e candidaturas. Os mecanismos que operam em direção da efetivação desta maior fragmentação podem deixar de funcionar quando a magnitude do distrito é alta. Distinguir candidaturas viáveis e inviáveis para depositar um voto estratégico pode ser tão difícil em eleições com nove cadeiras em disputa quanto em pleitos com 12 vagas a serem preenchidas. Da mesma forma, este aumento no número de cadeiras pode fazer pouca diferença na entrada estratégica de partidos e candidatos, uma vez que o obstáculo para verificar uma candidatura inviável e retirá-la do pleito é parecido quando uma ou duas cadeiras são adicionadas em competições que já partem de um número elevado de vagas.

Uma vez que evidências consistentes do efeito da magnitude do distrito sobre a fragmentação partidária não tenham sido encontradas, pode-se voltar à discussão sobre o papel das eleições municipais para a composição do sistema partidário brasileiro com a finalidade de refletir sobre as expectativas teóricas em pleitos que ocorrem em um nível federativo distinto do geralmente estudado.

Não é o agrupamento deste conjunto de distritos municipais que forma o sistema partidário do país. Partidos políticos têm foco em eleições em outros níveis federativos onde os recursos em disputa são maiores, assim como as consequências para a força do partido e atenção do debate público. Ou seja, o sistema partidário é constituído de maneira exógena aos pleitos municipais.

Seriam nas disputas para deputados federais, por exemplo, que os atores responderiam melhor aos incentivos estratégicos e os efeitos sobre a composição do sistema partidário estariam de acordo com o teoricamente esperado, tendo em vista que a própria teoria é construída considerando os pleitos que formam as câmaras baixas nacionais.

Portanto, a relação entre regras eleitorais e fragmentação partidária nos municípios brasileiros ocorre com a influência de um outro conjunto de fatores que variam de acordo com o contexto estratégico local, pois estas variáveis também são marcadas pela estratégia dos atores, tendo em vista que a entrada ou retirada de partidos políticos em pleitos municipais pode ocorrer como uma tática destas agremiações para alcançar resultados em outras eleições que geram mais incentivos à definição do sistema partidário.

5. Considerações finais

O principal objetivo desta dissertação foi buscar evidências sobre a relação entre magnitude do distrito e fragmentação partidária no sistema de representação proporcional de lista aberta brasileiro. O alto número de cadeiras que caracterizam as eleições proporcionais brasileiras é útil para verificar o comportamento estratégico dos atores políticos nestes contextos, tendo em vista a marca das cinco cadeiras como o limite para a coordenação de partidos, candidatos e eleitores exposto por Cox (1997). Esta coordenação é o mecanismo pelo qual as regras afetam os sistemas partidários, pois diferentes tamanhos de magnitude do distrito geram incentivos maiores ou menores para o voto estratégico de eleitores e a entrada estratégica de partidos e candidatos.

Para dar conta deste objetivo, foram utilizadas duas oportunidades em que a magnitude do distrito de milhares de municípios brasileiros foi alterada. O foco central foi driblar o obstáculo da endogeneidade posto na relação entre regras eleitorais e sistemas partidários e, com isso, buscar a identificação causal dos efeitos das mudanças da magnitude do distrito sobre a fragmentação partidária nestes pleitos, o que é possível tendo em vista os limiares populacionais estabelecidos por uma decisão da justiça eleitoral e por uma emenda constitucional.

O efeito destas mudanças de magnitude foi testado sobre três diferentes conjuntos de variáveis de interesse. O primeiro grupo de variáveis tentou captar a fragmentação partidária propriamente dita, enquanto o segundo olhou para esta fragmentação em termos de coligações pré eleitorais, aproveitando a possibilidade então existente de que partidos compartilhassem suas votações para o cálculo do quociente partidário, e o terceiro grupo que buscou verificar a fragmentação em termos da quantidade e peso eleitoral das candidaturas apresentadas, tendo como base o fato de eleitores, na maioria das vezes, depositarem seus votos em candidaturas nominais.

Os testes identificaram efeito causal do aumento do número de cadeiras em disputa sobre a fragmentação partidária em número efetivo de partidos em assentos e nas votações para as prefeituras municipais, e sobre o tamanho e quantidade das coligações. Todavia, estes resultados não são consistentes entre todas as abordagens e alterações de magnitude do distrito estudadas.

Esta inconsistência entre os resultados das abordagens realizadas e a ausência de efeitos significativos em variáveis centrais para a medida da fragmentação partidária, como o número efetivo de partidos em votos e o número total de partidos entrando nas disputas, direcionam a duas interpretações distintas.

A primeira delas é a que favorece a concepção de Cox (1997) sobre o desaparecimento dos incentivos para o voto e entrada estratégicos dos sistemas eleitorais quando a magnitude do distrito supera as cinco cadeiras em disputa. Esta leitura vai na direção contrária à noção da relação positiva entre magnitude do distrito e fragmentação partidária independentemente do tamanho desta magnitude. Isto quer dizer que, a partir de um certo número de assentos em disputa, esta variável deixaria de ter efeito sobre a fragmentação eleitoral, já que os mecanismos pelos quais esta relação ocorre deixam de funcionar. Neste cenário, não há motivos para pensar que o aumento da magnitude do distrito de nove para dez cadeiras causaria alguma alteração na fragmentação partidária, porque eleitores depositam um número de votos estratégicos semelhante em ambos os casos, e não há diferença no número de partidos entrando nas disputas.

Já a segunda interpretação tem a ver com o fato de as eleições municipais não gerarem os principais incentivos para a definição do sistema partidário do país e, consequentemente, estarem expostas a variações contextuais na estratégia dos partidos políticos para as disputas eleitorais em outros níveis da federação. Neste caso, outros fatores seriam responsáveis pela fragmentação partidária municipal, com a magnitude do distrito exercendo um papel limitado. Em outras palavras, o número de partidos nas competições locais seria influenciado pela busca dos partidos políticos pelo sucesso em eleições que têm o território de todo o estado como distrito eleitoral, uma vez que a presença do partido nos pleitos municipais pode servir de atalho para o sucesso eleitoral nestas eleições.

Dessa maneira, pesquisas futuras que busquem entender a ordem distinta dos incentivos institucionais postos às eleições municipais serão relevantes para o entendimento do problema de pesquisa aqui destacado, visto que por mais que estes pleitos ocorram com as mesmas regras das disputas para a Câmara dos Deputados, a relação entre regras eleitorais e fragmentação partidária deve considerar fatores contextuais que podem alterar as expectativas teóricas.

Apêndices

Tabela 3: faixas populacionais definindo as magnitudes dos distritos a partir da Resolução do TSE nº 21.702 de 2004

Número de habitantes	Número de cadeiras
até 47.619	9
de 47.620 até 95.238	10
de 95.239 até 142.857	11
de 142.858 até 190.476	12
de 190.477 até 238.095	13
de 238.096 até 285.714	14
de 285.715 até 333.333	15
de 333.334 até 380.952	16
de 380.953 até 428.571	17
de 428.572 até 476.190	18
de 476.191 até 523.809	19
de 523.810 até 571.428	20
de 571.429 até 1.000.000	21
de 1.000.001 até 1.121.952	33
de 1.121.953 até 1.243.903	34
de 1.243.904 até 1.365.854	35
de 1.365.855 até 1.487.805	36
de 1.487.806 até 1.609.756	37
de 1.609.757 até 1.731.707	38
de 1.731.708 até 1.853.658	39
de 1.853.659 até 1.975.609	40
de 1.975.610 até 4.999.999	41
de 5.000.000 até 5.119.047	42
de 5.119.048 até 5.238.094	43
de 5.238.095 até 5.357.141	44
de 5.357.142 até 5.476.188	45
de 5.476.189 até 5.595.235	46
de 5.595.236 até 5.714.282	47
de 5.714.283 até 5.833.329	48
de 5.833.330 até 5.952.376	49
de 5.952.377 até 6.071.423	50
de 6.071.424 até 6.190.470	51
de 6.190.471 até 6.309.517	52
de 6.309.518 até 6.428.564	53
de 6.428.565 até 6.547.611	54
Acima de 6.547.612	55

Tabela 4: faixas populacionais definindo as magnitudes dos distritos a partir da Emenda Constitucional n.58 de 2009

Número de habitantes	Número de cadeiras
até 15.000	9
entre 15.000 e 30.000	11
entre 30.000 e 50.000	13
entre 50.000 e 80.000	15
entre 80.000 e 120.000	17
entre 120.000 e 160.000	19
entre 160.000 e 300.000	21
entre 300.000 e 450.000	23
entre 450.000 e 600.000	25
entre 600.000 e 750.000	27
entre 750.000 e 900.000	29
entre 900.000 e 1.050.000	31
entre 1.050.000 e 1.200.000	33
entre 1.200.000 e 1.350.000	35
entre 1.350.000 e 1.500.000	37
entre 1.500.000 e 1.800.000	39
entre 1.800.000 e 2.400.000	41
entre 2.400.000 e 3.000.000	43
entre 3.000.000 e 4.000.000	45
entre 4.000.000 e 5.000.000	47
entre 5.000.000 e 6.000.000	49
entre 6.000.000 e 7.000.000	51
entre 7.000.000 e 8.000.000	53
acima de 8.000.000	55

Gráfico 19: Resolução TSE – RD sharp. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de partidos

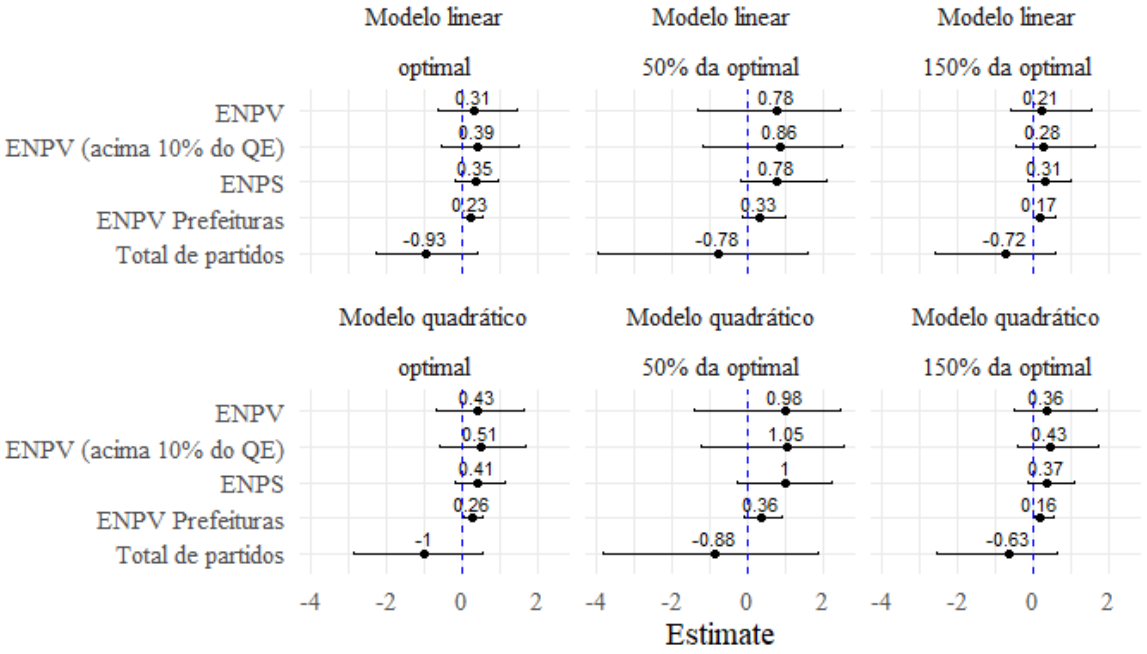


Gráfico 20: Resolução TSE – RD sharp. Efeito feito médio do tratamento local sobre as variáveis de coligações

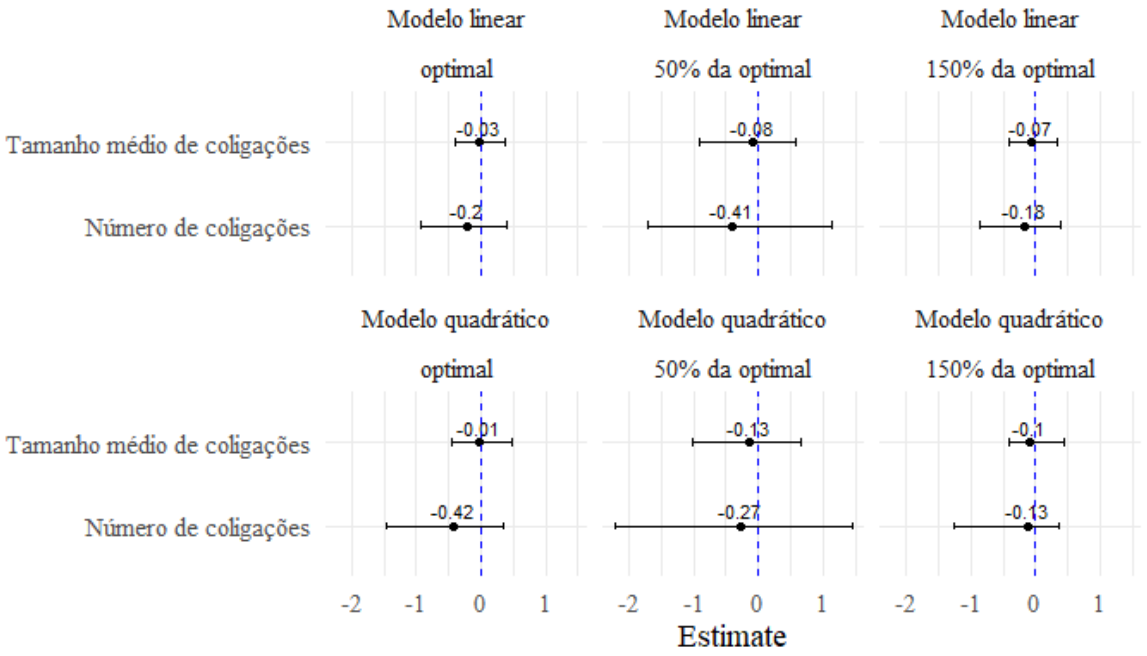


Gráfico 21: Resolução TSE – RD sharp. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de candidatos

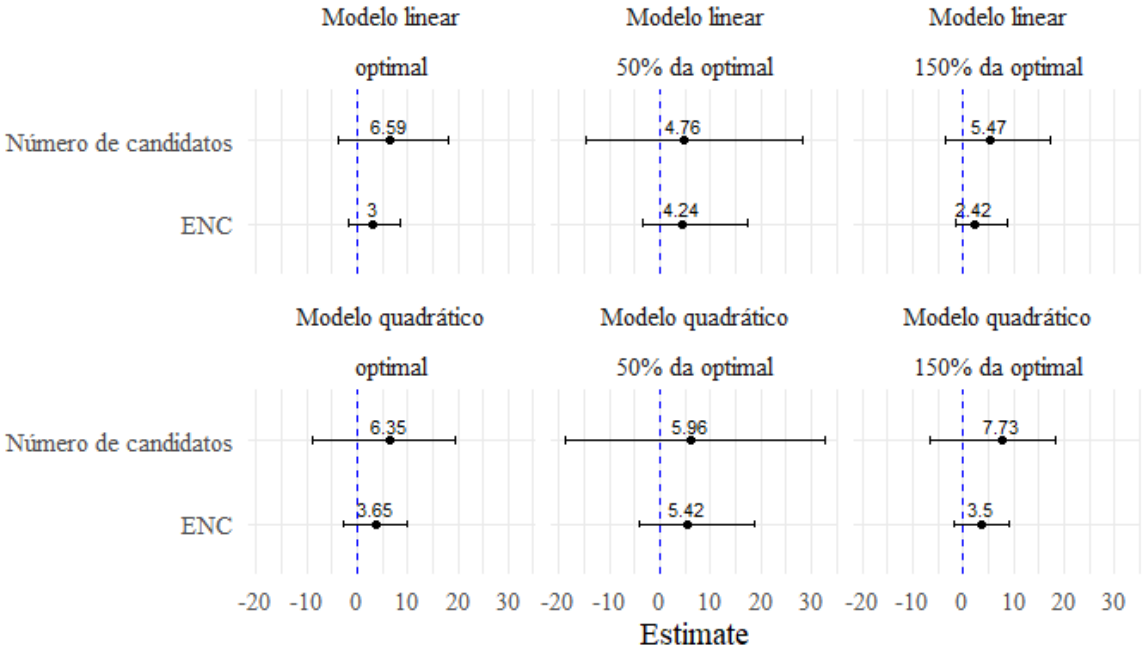


Tabela 5: resultados sharp RDD com mudanças de magnitude a partir da Resolução do TSE em 2004

Variável	Tipo de Bandwidth	Bandwidth	Polinômio	Estimativa	p-valor	N. Observações
ENPV	optimal	11092.108	1	0.308	0.457	618
ENPV	optimal	17909.286	2	0.432	0.417	1162
ENPV	50% da optimal	5546.054	1	0.779	0.558	274
ENPV	50% da optimal	8954.643	2	0.983	0.600	464
ENPV	150% da optimal	16638.160	1	0.210	0.379	1019
ENPV	150% da optimal	26863.930	2	0.358	0.313	2235
ENPV	10000	10000.000	1	0.401	0.216	543
ENPV	10000	10000.000	2	0.868	0.364	543
ENPS	optimal	12511.225	1	0.347	0.190	691
ENPS	optimal	18496.152	2	0.406	0.165	1212
ENPS	50% da optimal	6255.613	1	0.778	0.109	317
ENPS	50% da optimal	9248.076	2	1.001	0.134	488
ENPS	150% da optimal	18766.840	1	0.306	0.171	1232
ENPS	150% da optimal	27744.230	2	0.367	0.131	2399

ENPS	10000	10000.000	1	0.430	0.028	543
ENPS	10000	10000.000	2	0.932	0.077	543
Total de partidos	optimal	12944.691	1	-0.929	0.196	720
Total de partidos	optimal	21834.446	2	-1.003	0.189	1553
Total de partidos	50% da optimal	6472.346	1	-0.777	0.409	327
Total de partidos	50% da optimal	10917.220	2	-0.882	0.492	613
Total de partidos	150% da optimal	19417.040	1	-0.720	0.213	1289
Total de partidos	150% da optimal	32751.670	2	-0.630	0.225	3514
Total de partidos	10000	10000.000	1	-0.953	0.402	543
Total de partidos	10000	10000.000	2	-0.961	0.539	543
Número de coligações	optimal	19886.092	1	-0.201	0.428	1338
Número de coligações	optimal	23424.579	2	-0.415	0.227	1773
Número de coligações	50% da optimal	9943.046	1	-0.410	0.690	540
Número de coligações	50% da optimal	11712.290	2	-0.274	0.687	655
Número de coligações	150% da optimal	29829.140	1	-0.176	0.454	2840
Número de coligações	150% da optimal	35136.870	2	-0.131	0.267	4249
Número de coligações	10000	10000.000	1	-0.412	0.691	543
Número de coligações	10000	10000.000	2	-0.287	0.637	543
ENC	optimal	17922.235	1	2.998	0.170	1162
ENC	optimal	25922.647	2	3.649	0.249	2087
ENC	50% da optimal	8961.118	1	4.244	0.197	464
ENC	50% da optimal	12961.320	2	5.425	0.207	720
ENC	150% da optimal	26883.350	1	2.416	0.168	2239
ENC	150% da optimal	38883.970	2	3.500	0.191	5645
ENC	10000	10000.000	1	3.668	0.180	543
ENC	10000	10000.000	2	6.582	0.374	543
ENPV (acima 10% do QE)	optimal	10858.876	1	0.394	0.354	610
ENPV (acima 10% do QE)	optimal	17854.631	2	0.510	0.331	1156
ENPV (acima 10% do QE)	50% da optimal	5429.438	1	0.858	0.487	270
ENPV (acima 10% do QE)	50% da optimal	8927.316	2	1.052	0.498	464
ENPV (acima 10% do QE)	150% da optimal	16288.310	1	0.278	0.287	976
ENPV (acima 10% do QE)	150% da optimal	26781.950	2	0.429	0.238	2222
ENPV (acima 10% do QE)	10000	10000.000	1	0.464	0.172	543
ENPV (acima 10% do QE)	10000	10000.000	2	0.930	0.287	543
Tamanho médio de coligações	optimal	16603.515	1	-0.032	0.950	1015
Tamanho médio de coligações	optimal	22801.696	2	-0.015	0.942	1669

Tamanho médio de coligações	50% da optimal	8301.757	1	-0.076	0.679	421
Tamanho médio de coligações	50% da optimal	11400.850	2	-0.127	0.659	635
Tamanho médio de coligações	150% da optimal	24905.270	1	-0.071	0.791	1956
Tamanho médio de coligações	150% da optimal	34202.540	2	-0.095	0.962	3988
Tamanho médio de coligações	10000	10000.000	1	-0.043	0.660	543
Tamanho médio de coligações	10000	10000.000	2	-0.150	0.653	543
ENPV Prefeituras	optimal	10076.386	1	0.233	0.042	547
ENPV Prefeituras	optimal	20959.981	2	0.258	0.025	1451
ENPV Prefeituras	50% da optimal	5038.193	1	0.328	0.129	249
ENPV Prefeituras	50% da optimal	10476.990	2	0.362	0.113	581
ENPV Prefeituras	150% da optimal	15114.580	1	0.168	0.044	876
ENPV Prefeituras	150% da optimal	31439.970	2	0.164	0.027	3205
ENPV Prefeituras	10000	10000.000	1	0.234	0.045	543
ENPV Prefeituras	10000	10000.000	2	0.368	0.129	543
Número de candidatos	optimal	20476.348	1	6.588	0.195	1406
Número de candidatos	optimal	25992.251	2	6.353	0.460	2095
Número de candidatos	50% da optimal	10238.170	1	4.755	0.536	564
Número de candidatos	50% da optimal	12996.130	2	5.959	0.598	726
Número de candidatos	150% da optimal	30714.520	1	5.474	0.197	3060
Número de candidatos	150% da optimal	38988.380	2	7.728	0.367	5688
Número de candidatos	10000	10000.000	1	4.899	0.549	543
Número de candidatos	10000	10000.000	2	6.674	0.814	543

Gráfico 22: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de partidos. Amostra completa.

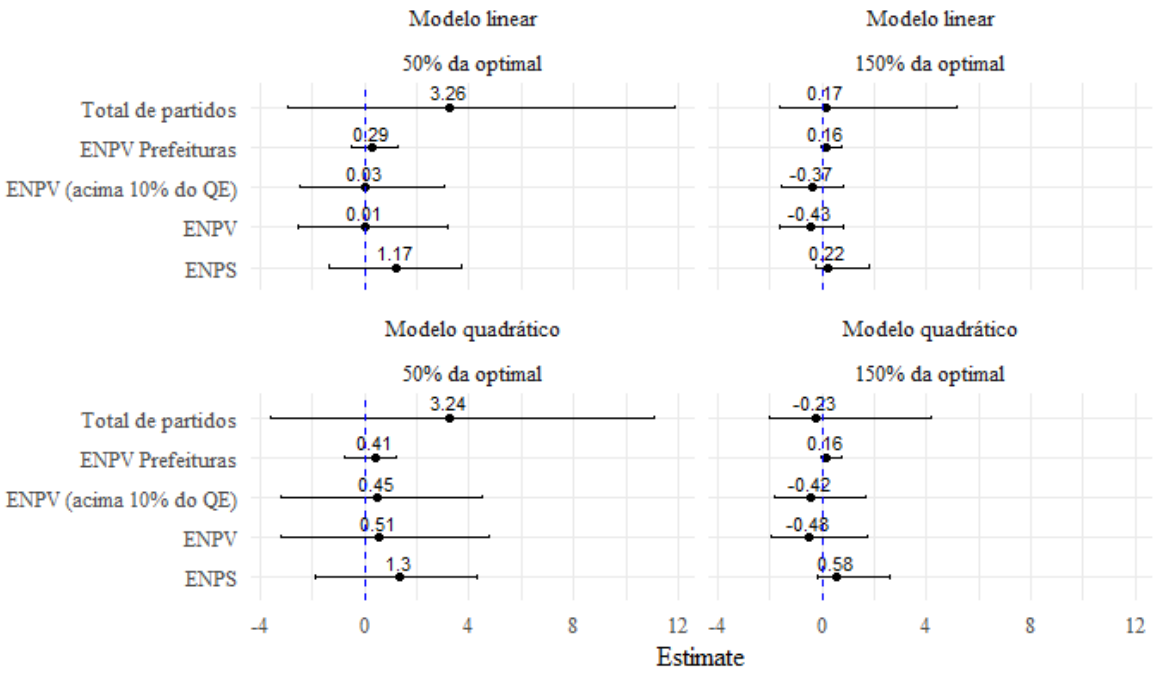


Gráfico 23: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de coligações. Amostra completa.

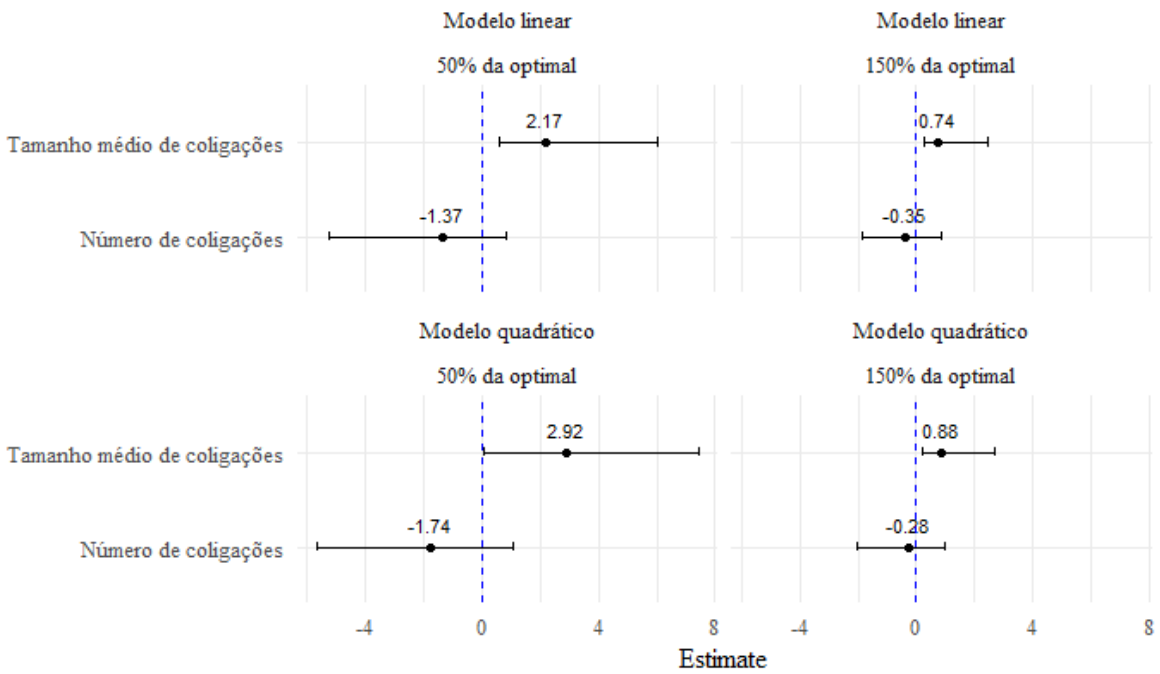


Gráfico 24: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de candidatos. Amostra completa.

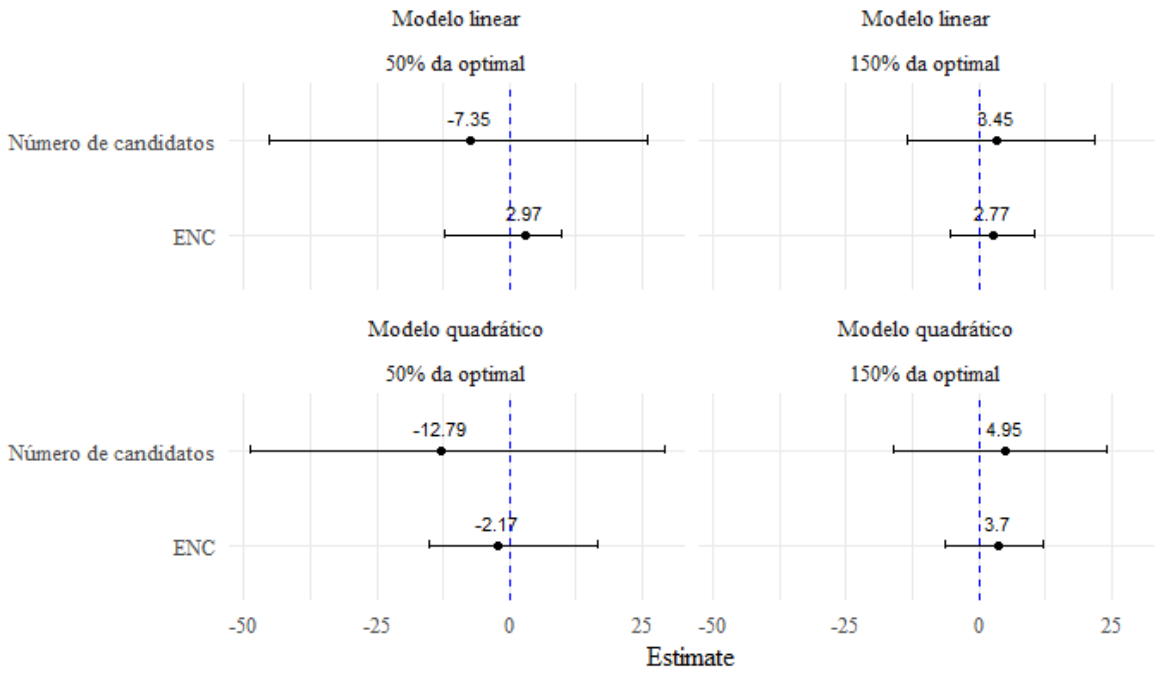


Gráfico 25: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de partidos. Amostra filtrada.

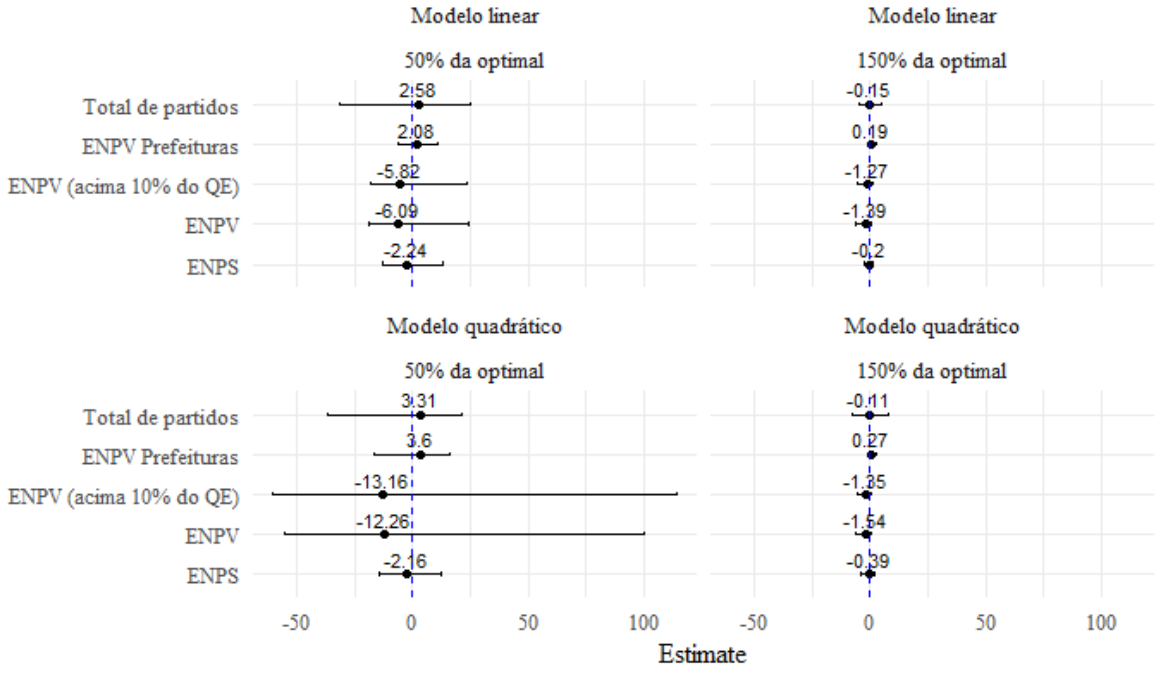


Gráfico 26: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de coligações. Amostra filtrada

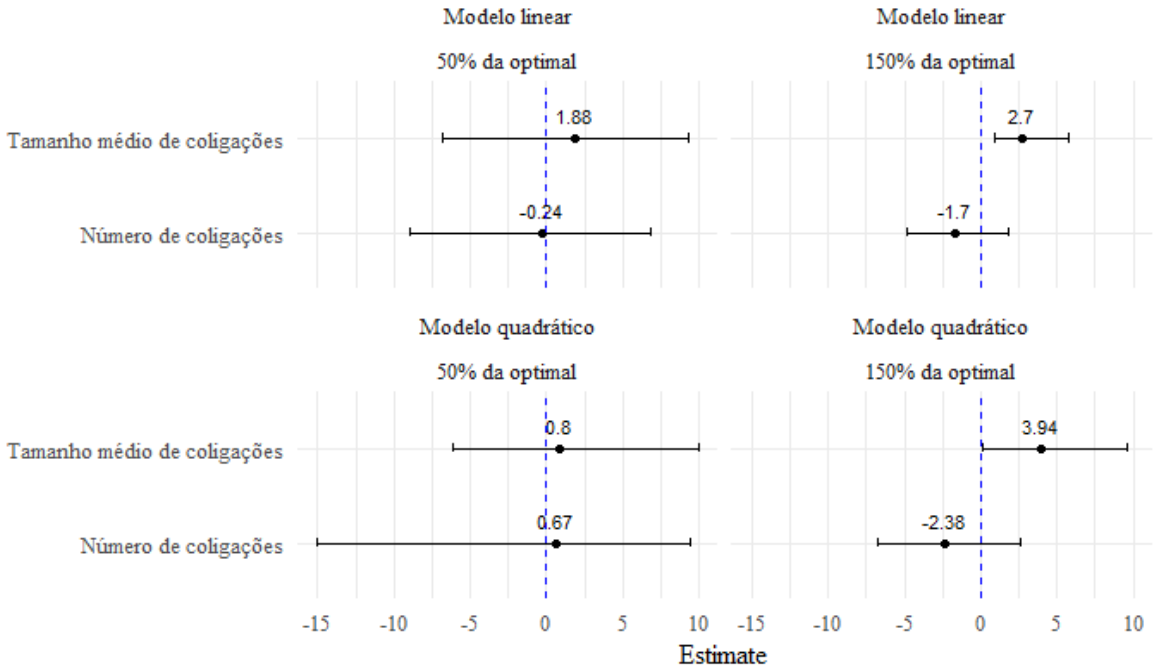


Gráfico 27: Emenda Constitucional 58 - fuzzy RDD. Efeito médio do tratamento local sobre as variáveis de número de candidatos. Amostra filtrada.

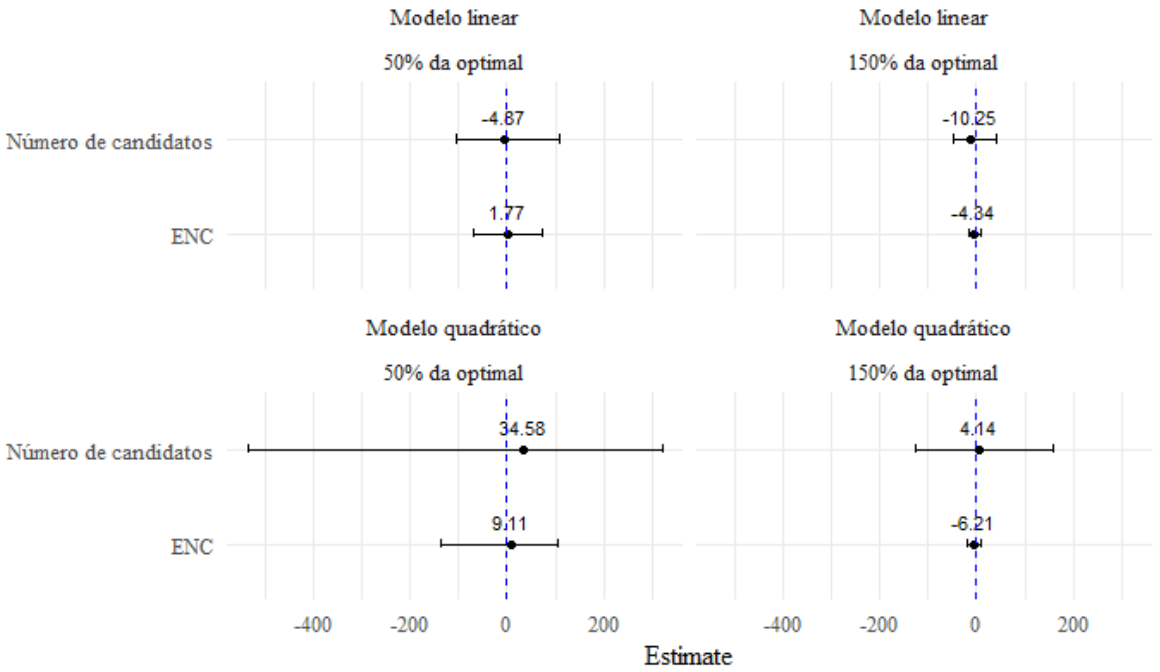


Tabela 6: resultados *fuzzy* RD com mudanças de magnitude a partir da Emenda Constitucional n.58. Amostra completa

Variável	Tipo de Bandwidth	Bandwidth	Polinômio	Estimativa	p-valor	N. Observações
ENPV	optimal	5108.280	1	-0.418	0.516	1405
ENPV	optimal	5739.724	2	-0.078	0.897	1547
ENPV	50% da optimal	2554.140	1	0.011	0.826	644
ENPV	50% da optimal	2869.862	2	0.510	0.699	723
ENPV	150% da optimal	7662.420	1	-0.426	0.502	2075
ENPV	150% da optimal	8609.586	2	-0.478	0.898	2407
ENPS	optimal	3283.879	1	0.558	0.191	830
ENPS	optimal	4462.875	2	1.031	0.148	1187
ENPS	50% da optimal	1641.939	1	1.171	0.359	415
ENPS	50% da optimal	2231.438	2	1.302	0.456	551
ENPS	150% da optimal	4925.818	1	0.217	0.143	1371
ENPS	150% da optimal	6694.312	2	0.576	0.091	1778
Total de partidos	optimal	2735.675	1	1.388	0.332	687
Total de partidos	optimal	5758.099	2	1.136	0.369	1551
Total de partidos	50% da optimal	1367.838	1	3.256	0.237	368
Total de partidos	50% da optimal	2879.050	2	3.237	0.318	723
Total de partidos	150% da optimal	4103.513	1	0.166	0.306	1062
Total de partidos	150% da optimal	8637.148	2	-0.231	0.495	2414
Número de coligações	optimal	2669.890	1	-0.336	0.641	668
Número de coligações	optimal	4624.670	2	-0.437	0.542	1255
Número de coligações	50% da optimal	1334.945	1	-1.366	0.150	355
Número de coligações	50% da optimal	2312.335	2	-1.743	0.176	576
Número de coligações	150% da optimal	4004.835	1	-0.354	0.481	1037
Número de coligações	150% da optimal	6937.005	2	-0.284	0.494	1849
ENC	optimal	2599.496	1	2.972	0.449	657
ENC	optimal	4310.719	2	3.287	0.639	1135
ENC	50% da optimal	2599.496	1	2.972	0.825	657
ENC	50% da optimal	2155.360	2	-2.170	0.931	527
ENC	150% da optimal	3899.244	1	2.770	0.531	1001
ENC	150% da optimal	6466.078	2	3.702	0.536	1720
ENPV (acima 10% do QE)	optimal	5127.276	1	-0.365	0.554	1410
ENPV (acima 10% do QE)	optimal	5712.231	2	-0.050	0.883	1544

ENPV (acima 10% do QE)	50% da optimal	2563.638	1	0.025	0.851	648
ENPV (acima 10% do QE)	50% da optimal	2856.115	2	0.448	0.740	720
ENPV (acima 10% do QE)	150% da optimal	7690.914	1	-0.368	0.539	2082
ENPV (acima 10% do QE)	150% da optimal	8568.346	2	-0.420	0.923	2389
Tamanho médio de coligações	optimal	2532.194	1	1.127	0.041	637
Tamanho médio de coligações	optimal	4247.319	2	1.380	0.043	1115
Tamanho médio de coligações	50% da optimal	1473.060	1	2.169	0.017	388
Tamanho médio de coligações	50% da optimal	2123.660	2	2.921	0.047	517
Tamanho médio de coligações	150% da optimal	3798.291	1	0.741	0.014	966
Tamanho médio de coligações	150% da optimal	6370.979	2	0.879	0.022	1690
ENPV Prefeituras	optimal	3099.802	1	0.307	0.106	777
ENPV Prefeituras	optimal	5999.133	2	0.343	0.106	1600
ENPV Prefeituras	50% da optimal	1549.901	1	0.287	0.414	404
ENPV Prefeituras	50% da optimal	2999.566	2	0.408	0.695	751
ENPV Prefeituras	150% da optimal	4649.703	1	0.161	0.107	1271
ENPV Prefeituras	150% da optimal	8998.699	2	0.162	0.112	2557
Número de candidatos	optimal	2681.837	1	5.297	0.553	675
Número de candidatos	optimal	4454.873	2	5.490	0.716	1186
Número de candidatos	50% da optimal	1340.918	1	-7.351	0.595	359
Número de candidatos	50% da optimal	2227.436	2	-12.792	0.619	549
Número de candidatos	150% da optimal	4022.756	1	3.449	0.645	1043
Número de candidatos	150% da optimal	6682.309	2	4.950	0.692	1774

Tabela 7: resultados fuzzy RD com mudanças de magnitude a partir da Emenda Constitucional n.58. Amostra filtrada com municípios com M = 9 desde 2000.

Variável	Tipo de Bandwidth	Bandwidth	Polinômio	Estimativa	p-valor	N. Observações
ENPV	optimal	3498.181	1	-3.551	0.157	325
ENPV	optimal	5689.015	2	-5.325	0.241	624
ENPV	50% da optimal	2022.162	1	-6.088	0.819	186
ENPV	50% da optimal	3815.981	2	-12.256	0.575	367
ENPV	150% da optimal	6066.486	1	-1.391	0.150	666
ENPV	150% da optimal	11447.940	2	-1.543	0.114	2033
ENPS	optimal	3284.906	1	-1.205	0.434	301
ENPS	optimal	5799.696	2	-1.332	0.538	633

ENPS	50% da optimal	2106.355	1	-2.243	0.981	192
ENPS	50% da optimal	3285.653	2	-2.165	0.881	301
ENPS	150% da optimal	6319.065	1	-0.205	0.613	700
ENPS	150% da optimal	9856.958	2	-0.386	0.503	1493
Total de partidos	optimal	3469.733	1	0.361	0.939	322
Total de partidos	optimal	5813.409	2	1.334	0.833	636
Total de partidos	50% da optimal	2202.207	1	2.580	0.829	202
Total de partidos	50% da optimal	3105.555	2	3.309	0.600	282
Total de partidos	150% da optimal	6606.621	1	-0.152	0.926	747
Total de partidos	150% da optimal	9316.664	2	-0.114	0.992	1348
Número de coligações	optimal	3185.473	1	-1.502	0.620	291
Número de coligações	optimal	5205.749	2	-1.737	0.910	580
Número de coligações	50% da optimal	1539.368	1	-0.244	0.789	148
Número de coligações	50% da optimal	2642.523	2	0.669	0.647	247
Número de coligações	150% da optimal	4618.104	1	-1.695	0.364	499
Número de coligações	150% da optimal	7927.569	2	-2.383	0.391	995
ENC	optimal	3302.560	1	1.240	0.733	303
ENC	optimal	7587.785	2	-3.711	0.884	929
ENC	50% da optimal	2305.911	1	1.767	0.983	213
ENC	50% da optimal	3481.027	2	9.108	0.794	325
ENC	150% da optimal	6917.733	1	-4.345	0.573	796
ENC	150% da optimal	10443.080	2	-6.209	0.532	1680
ENPV (acima 10% do QE)	optimal	3433.053	1	-3.386	0.174	318
ENPV (acima 10% do QE)	optimal	5653.032	2	-5.005	0.243	622
ENPV (acima 10% do QE)	50% da optimal	2001.411	1	-5.817	0.812	184
ENPV (acima 10% do QE)	50% da optimal	3872.690	2	-13.160	0.545	378
ENPV (acima 10% do QE)	150% da optimal	6004.234	1	-1.270	0.180	658
ENPV (acima 10% do QE)	150% da optimal	11618.070	2	-1.346	0.139	2095
Tamanho médio de coligações	optimal	3973.012	1	3.178	0.014	398
Tamanho médio de coligações	optimal	5374.739	2	4.878	0.464	594
Tamanho médio de coligações	50% da optimal	1775.277	1	1.883	0.764	163
Tamanho médio de coligações	50% da optimal	2609.405	2	0.800	0.644	244
Tamanho médio de coligações	150% da optimal	5325.831	1	2.703	0.006	590
Tamanho médio de coligações	150% da optimal	7828.216	2	3.936	0.044	977
ENPV Prefeituras	optimal	2663.998	1	1.796	0.185	249
ENPV Prefeituras	optimal	5324.397	2	2.115	0.298	590

ENPV Prefeituras	50% da optimal	1555.409	1	2.078	0.641	150
ENPV Prefeituras	50% da optimal	2880.606	2	3.602	0.981	262
ENPV Prefeituras	150% da optimal	4666.229	1	0.186	0.218	517
ENPV Prefeituras	150% da optimal	8641.817	2	0.266	0.286	1173
Número de candidatos	optimal	3059.723	1	1.588	0.803	276
Número de candidatos	optimal	7423.741	2	-14.578	0.676	891
Número de candidatos	50% da optimal	1529.861	1	-4.874	0.973	146
Número de candidatos	50% da optimal	3711.870	2	34.580	0.622	357
Número de candidatos	150% da optimal	4589.584	1	-10.249	0.854	493
Número de candidatos	150% da optimal	5567.805	2	4.138	0.821	611

Gráfico 28: Emenda Constitucional 58 – *difference-in-differences*. Resultados dos testes com variáveis de número de partidos sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra completa.

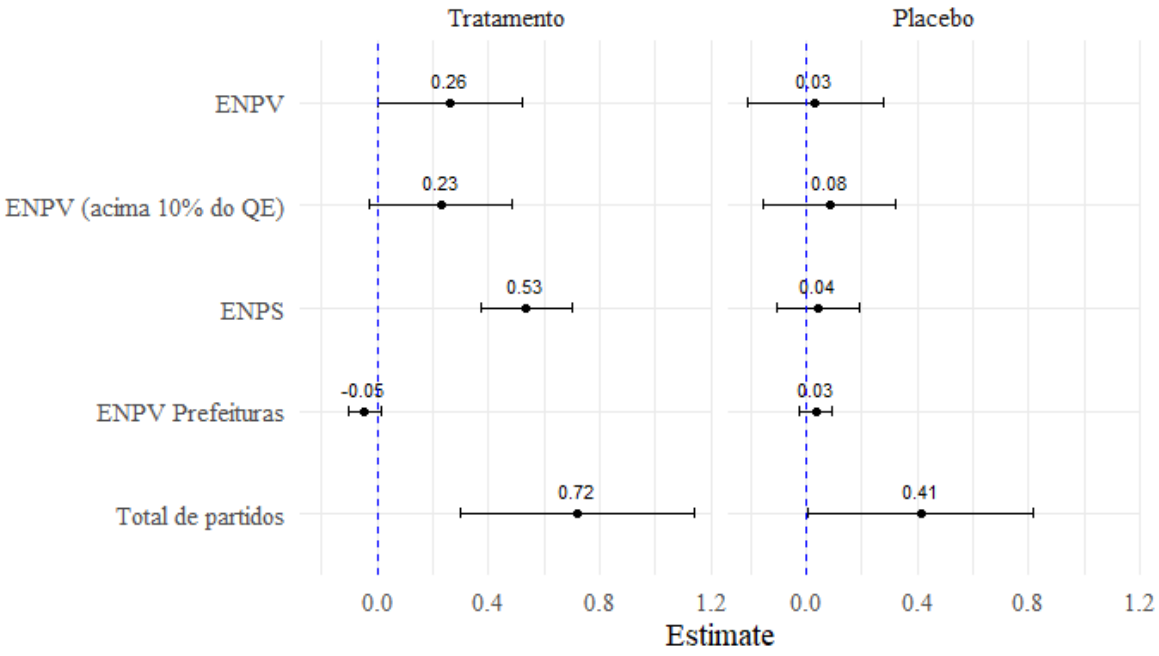


Gráfico 29: Emenda Constitucional 58 – *difference-in-differences*. Resultados dos testes com variáveis de coligações sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra completa.

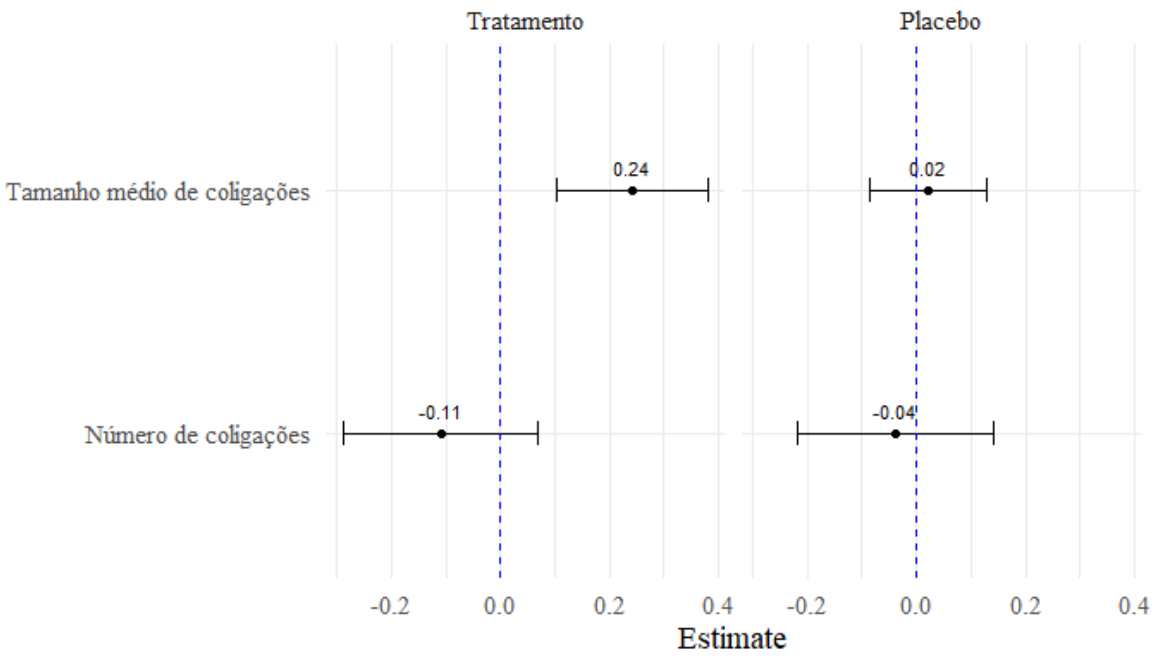


Gráfico 30: Emenda Constitucional 58 – *difference-in-differences*. Resultados dos testes com variáveis de número de candidatos sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra completa

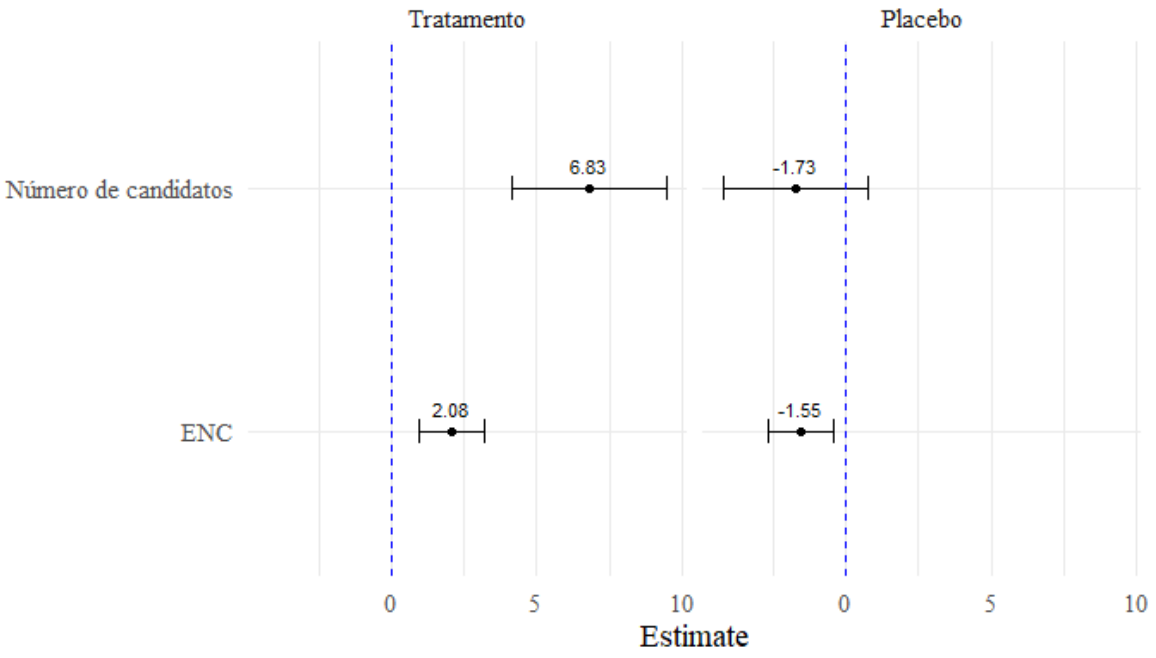


Gráfico 31: Emenda Constitucional 58 – *difference-in-differences*. Resultados dos testes com variáveis de número de partidos sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra filtrada.

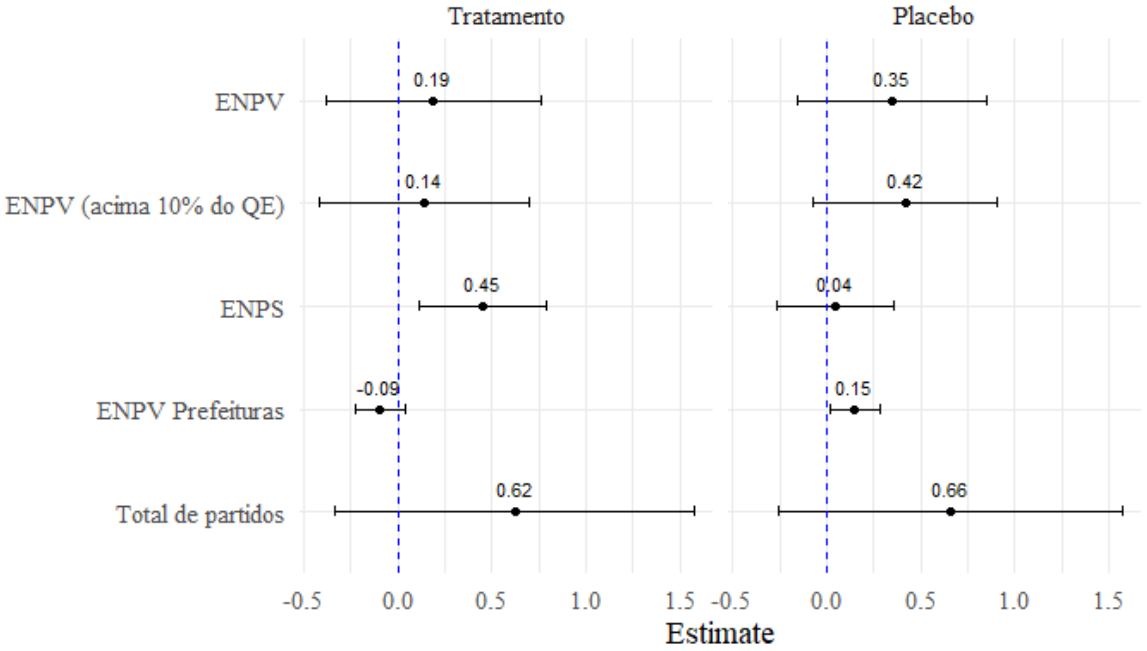


Gráfico 32: Emenda Constitucional 58 – difference-in-differences. Resultados dos testes com variáveis de coligações sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra filtrada.

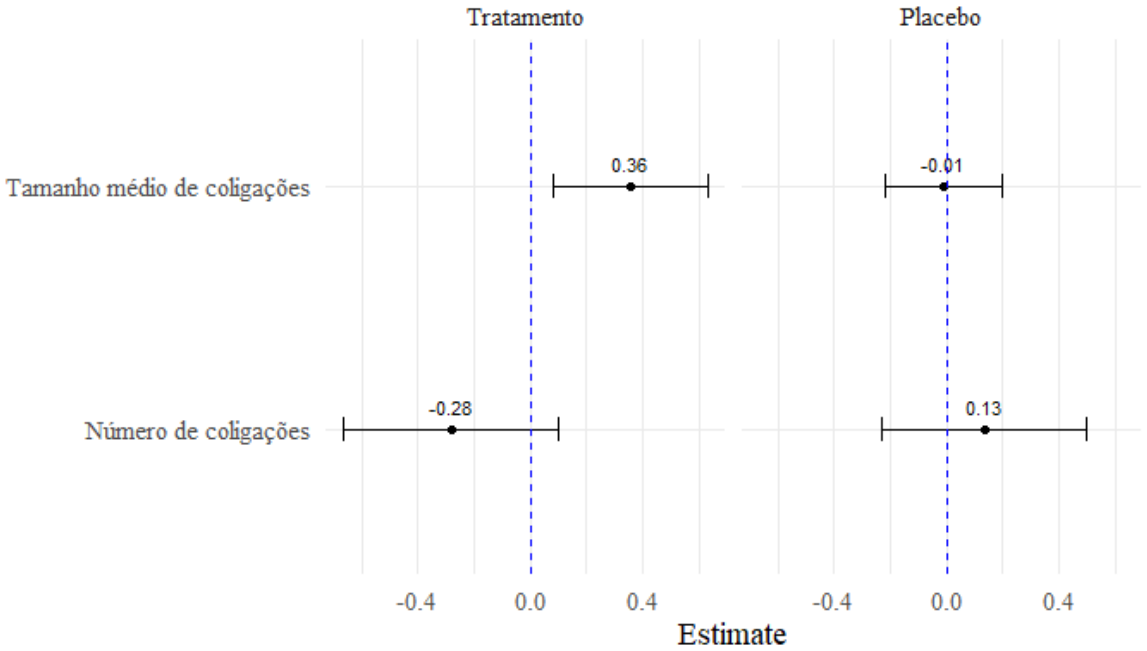


Gráfico 33: Emenda Constitucional 58 – difference-in-differences. Resultados dos testes com variáveis de número de candidatos sem considerar variáveis de controle e erro padrão clusterizado por município. Amostra filtrada.

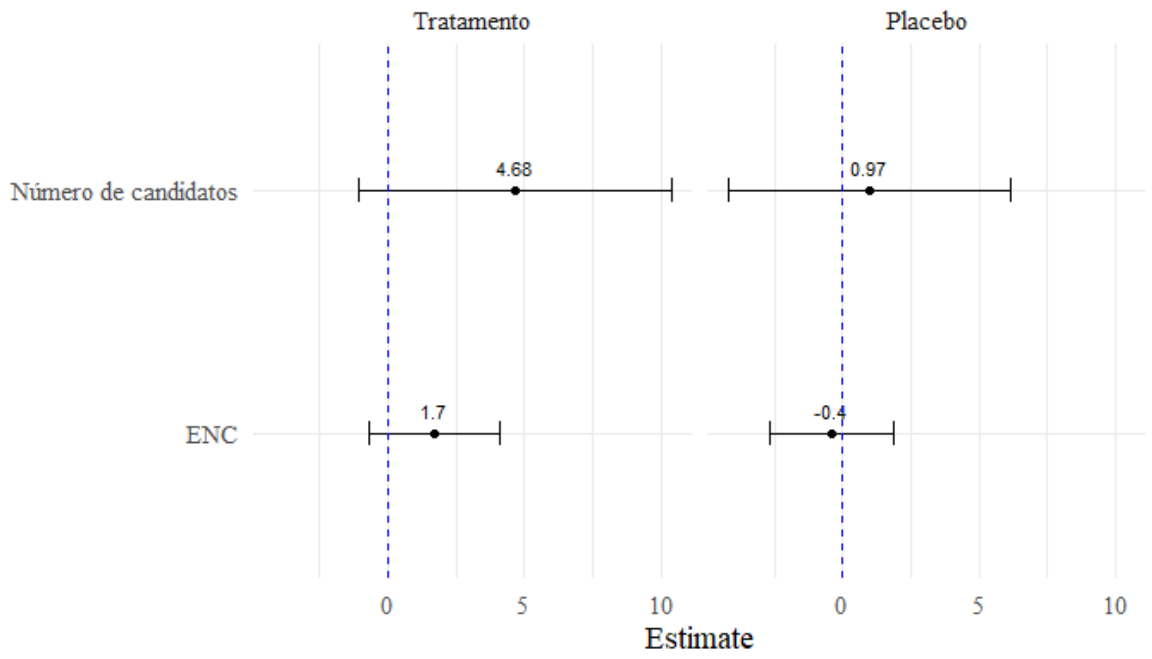


Tabela 8: resultados differences-in-differences considerando amostra completa, erros padrão clusterizados por município e controles

Variável	Teste	Estimativa	Erro padrão	p-value	N. de observações
ENPV	Tratamento	0.189	0.072	0.072	9232
ENPS	Tratamento	0.516	0.059	0.059	9232
Total de partidos	Tratamento	0.511	0.108	0.108	9232
ENC	Tratamento	1.558	0.253	0.253	9232
Número de coligações	Tratamento	-0.194	0.058	0.058	9232
Tamanho médio de coligações	Tratamento	0.251	0.048	0.048	9232
ENPV (acima 10% do QE)	Tratamento	0.161	0.071	0.071	9232
ENPV Prefeituras	Tratamento	-0.053	0.027	0.027	9232
Número de candidatos	Tratamento	5.404	0.621	0.621	9232
ENPV	Placebo	0.036	0.069	0.069	9135
ENPS	Placebo	0.044	0.053	0.053	9135
Total de partidos	Placebo	0.401	0.109	0.109	9135

ENC	Placebo	-1.598	0.264	0.264	9135
Número de coligações	Placebo	-0.045	0.057	0.057	9135
Tamanho médio de coligações	Placebo	0.023	0.036	0.036	9135
ENPV (acima 10% do QE)	Placebo	0.087	0.068	0.068	9135
ENPV Prefeituras	Placebo	0.035	0.029	0.029	9135
Número de candidatos	Placebo	-1.894	0.588	0.588	9135

Tabela 9: resultados differences-in-differences considerando amostra filtrada apenas com município com M = 9 desde 2000, erros padrão clusterizados por município e controles

Variável	Teste	Estimativa	Erro padrão	p-value	N. de observações
ENPV	Tratamento	0.019	0.155	0.155	5388
ENPS	Tratamento	0.393	0.126	0.126	5388
Total de partidos	Tratamento	0.168	0.226	0.226	5388
ENC	Tratamento	0.619	0.504	0.504	5388
Número de coligações	Tratamento	-0.461	0.115	0.115	5388
Tamanho médio de coligações	Tratamento	0.374	0.095	0.095	5388
ENPV (acima 10% do QE)	Tratamento	-0.020	0.154	0.154	5388
ENPV Prefeituras	Tratamento	-0.121	0.063	0.063	5388
Número de candidatos	Tratamento	1.767	1.242	1.242	5388
ENPV	Placebo	0.301	0.148	0.148	5388
ENPS	Placebo	0.024	0.121	0.121	5388
Total de partidos	Placebo	0.541	0.245	0.245	5388
ENC	Placebo	-0.718	0.533	0.533	5388
Número de coligações	Placebo	0.081	0.116	0.116	5388
Tamanho médio de coligações	Placebo	-0.004	0.071	0.071	5388
ENPV (acima 10% do QE)	Placebo	0.373	0.146	0.146	5388
ENPV Prefeituras	Placebo	0.143	0.064	0.064	5388
Número de candidatos	Placebo	0.129	1.308	1.308	5388

Tabela 10: resultados differences-in-differences considerando amostra completa, sem controles e clusters.

Variável	Teste	Estimativa	Erro padrão	p-value	N. de observações
ENPV	Tratamento	0.261	0.133	0.133	9232
ENPS	Tratamento	0.534	0.084	0.084	9232
Total de partidos	Tratamento	0.717	0.215	0.215	9232
ENC	Tratamento	2.078	0.567	0.567	9232
Número de coligações	Tratamento	-0.108	0.091	0.091	9232
Tamanho médio de coligações	Tratamento	0.241	0.071	0.071	9232
ENPV (acima 10% do QE)	Tratamento	0.228	0.130	0.130	9232
ENPV Prefeituras	Tratamento	-0.045	0.030	0.030	9232
Número de candidatos	Tratamento	6.830	1.357	1.357	9232
ENPV	Placebo	0.032	0.124	0.124	9135
ENPS	Placebo	0.043	0.076	0.076	9135
Total de partidos	Placebo	0.411	0.206	0.206	9135
ENC	Placebo	-1.553	0.569	0.569	9135
Número de coligações	Placebo	-0.039	0.092	0.092	9135
Tamanho médio de coligações	Placebo	0.021	0.055	0.055	9135
ENPV (acima 10% do QE)	Placebo	0.083	0.122	0.122	9135
ENPV Prefeituras	Placebo	0.033	0.031	0.031	9135
Número de candidatos	Placebo	-1.726	1.275	1.275	9135

Tabela 11: resultados differences-in-differences considerando amostra filtrada, sem controles e clusters.

Variável	Teste	Estimativa	Erro padrão	p-value	N. de observações
ENPV	Tratamento	0.188	0.291	0.291	5388
ENPS	Tratamento	0.452	0.174	0.174	5388
Total de partidos	Tratamento	0.622	0.486	0.486	5388
ENC	Tratamento	1.702	1.225	1.225	5388
Número de coligações	Tratamento	-0.281	0.195	0.195	5388
Tamanho médio de coligações	Tratamento	0.355	0.141	0.141	5388
ENPV (acima 10% do QE)	Tratamento	0.140	0.286	0.286	5388

ENPV Prefeituras	Tratamento	-0.094	0.068	0.068	5388
Número de candidatos	Tratamento	4.684	2.920	2.920	5388
ENPV	Placebo	0.346	0.257	0.257	5388
ENPS	Placebo	0.043	0.159	0.159	5388
Total de partidos	Placebo	0.659	0.466	0.466	5388
ENC	Placebo	-0.395	1.145	1.145	5388
Número de coligações	Placebo	0.135	0.186	0.186	5388
Tamanho médio de coligações	Placebo	-0.008	0.107	0.107	5388
ENPV (acima 10% do QE)	Placebo	0.416	0.251	0.251	5388
ENPV Prefeituras	Placebo	0.150	0.069	0.069	5388
Número de candidatos	Placebo	0.966	2.630	2.630	5388

Referências

Abramson, Paul; Aldrich, John; Blais, André; Diamond, Matthew; Diskin, Abraham; Indridason, Indridi; Lee, Daniel; Levine, Renan. (2009). Comparing Strategic Voting Under FPTP and PR. Comparative Political Studies, vol. 43, issue 1.

Amorim Neto, Octavio, e Cox, Gary. (1997). Electoral institutions, cleavage structures and the number of parties. American Journal of Political Science, 41, 149-174.

Andeweg, Rudy. (2005). The Netherlands: The Sanctity of Proportionality. In Gallagher, Michael; Mitchell, Paul (eds). The Politics of Electoral Systems. Oxford University Press.

Angrist, Joshua and Pischke, Steve (2014). Mastering ’Metrics. Princeton University Press.

Arvate, P. R. (2013). Electoral Competition and Local Government Responsiveness in Brazil. World Development, Vol. 43, pp. 67-83.

Boas, Taylor e Hidalgo, Daniel (2011). Controlling the airwaves: incumbency advantage and community radio in Brazil. American Journal of Political Science, vol. 55, 869-885.

Calonico, S.; Cattaneo, M. D. e Titiunik, R. (2014). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. Econometrica, Vol. 82, No. 6, 2295-2326.

Calvo, E., Guarnieri, F., & Limongi, F. (2015). Why coalitions?: Party system fragmentation, small party bias, and preferential vote in Brazil. Electoral Studies, (39), 219-229.

Campbell, Peter (1958) French Electoral Systems and Elections 1789-1957. London: Faber and Faber.

Cattaneo, M. D.; Frandsen, B.; e R. Titiunik. (2015). Randomization Inference in the Regression Discontinuity Design: An Application to the Study of Party Advantages in the U.S. Senate. Journal of Causal Inference, 3(1): 1-24.

Cavalcanti, Vitor Gonçalves (2017). Essays on Economics Evaluation. Tese de doutorado. Universidade Federal de Pernambuco. Disponível em: https://repositorio.ufpe.br/bitstream/123456789/27590/1/TESE%20Vitor%20Goncalves%20Cavalcanti.pdf.

Chan, Eric e Golden, Mirian (2007). Electoral systems, district magnitude and corruption. B. J. Pol. S. 37.

Clark, William e Golder, Matt (2006). Rehabilitating Duverger's theory: testing the mechanical and strategic modifying effects of electoral laws. Comp. Polit. Stud. 39, 679–708.

Cox, Gary (1997). Making Votes Count: Strategic Coordination in the World's Electoral Systems. Cambridge University Press.

Coppedge, Michael (1997). District magnitude, economic performance, and party-system fragmentation in five Latin American countries. Comparative Political Studies, 30.

Crisp, Brian e Demirkaya, Betul (2019) Strategic entry and strategic voting in majoritarian systems. The Journal of Politics, 82.

Dunning, Thad (2012). Natural Experiments in Social Sciences: A Design-Based Approach. Cambridge University Press.

Duverger, Maurice. (1970 [1951]). Os partidos políticos. São Paulo: Zahar.

Edwards, Martin e Thames, Frank (2007). District magnitude, personal votes, and government expenditures. Elecotal Studies, 26.

Ferree, Karen; Bingham Powell; G., Scheiner, Ethan (2014). Context, electoral rules, and party systems. Annu. Rev. Polit. Sci. 17, 421–439.

Filho, Gilberto (2010). Da constituinte à Emenda Constitucional nº58 de 2009: o Poder Judiciário, o Congresso Nacional e a composição das Câmaras de Vereadores. Revista de Informação Legislativa, n.187, 109-124.

Fiva, Jon H., e Olle Folke (2016). Mechanical and Psychological Effects of Electoral Reform. British Journal of Political Science 46 (2):265–79.

Fujiwara, Thomas. (2011). A Regression Discontinuity Test of Strategic Voting and Duverger's Law. Quarterly Journal of Political Science 6 (3–4):197–233.

Gallagher, M. (1991) Proportionality, disproportionality and electoral systems. Electoral Studies 10, 33-51.

Grumm, J. G. (1958). Theories of Electoral Systems. Midwest Journal of Political Science 2:357-376.

Gschwend, Thomas. (2007). Institutional incentives for strategic voting and party system change in Portugal. Portuguese Journal of Social Science. vol.6, n.1.

Guarnieri, Fernando (2015). Voto estratégico e coordenação eleitoral: testando a Lei de Duverger no Brasil. Revista Brasileira de Ciências Sociais, vol. 30, n.89.

Imbens, G. & Kalyanaraman, K., (2011). Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator. The Review of Economic Studies, 79(3), pp.933-959.

Laakso, Markku e Taagepera, Rein (1979). "Effective" number of parties: a measure with application to West Europe. Comparative Political Studies, 12.

Lago, Ignacio (2008) 'Rational Expectations or Heuristics? Strategic Voting in Proportional Representation Systems', Party Politics 14: 31–49.

Lago, Ignacio (2012). Strategic voting in proportional representation systems: Evidence from a natural experiment. Party Politics, vol. 18, issue 5.

Lijphart, Arend (1990). The Political Consequences of Electoral Laws, 1945-85. The American Political Science Review, 84, pp 481-496.

Lucardi, Adrián (2017). The effect of district magnitude on electoral outcomes: evidence from two natural experiments in Argentina. Br. J. Polit. Sci. 49, 557-577.

Meireles, Fernando e Andrade, Luciana (2017). Magnitude eleitoral e representação de mulheres nos municípios brasileiros. Revista de Sociologia e Política. vol.34, n.63.

Mignozzetti, Umberto e Cepaluni, Gabriel (2019). Legislature Size and Welfare: Evidence from Brazil. Working paper. Disponível em: http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/28632.

Moser RG, Scheiner E. (2012). Electoral Systems and Political Context: How the Effects of Rules Vary Across New and Established Democracies. New York: Cambridge Univ. Press

Ordeshook, Peter, & Shvetsova, Olga. (1994). Ethnic heterogeneity, district magnitude, and the number of parties. American Journal of Political Science, 38, 100-123.

Rae, Douglas (1967). The Political Consequences of Electoral Laws. New Haven, CT: Yale Univ. Press

Riker, W. H. (1986), “Duverger’s Law revisited”, in B. Gofman e A. Lijphart, Electoral laws and their political consequences, Nova York, Aghaton Press.

Riker, William. (1982). The two-party system and Duverger’s law: An essay on the history of political science. American Political Science Review, 76, 753-766.

Shugart, Matthew (2005). Comparative electoral systems research: the maturation of a field and new challenges ahead. In The Politics of Electoral Systems, ed. M Gallagher, P Mitchell, pp. 25–56. Oxford, UK: Oxford Univ. Press

Silva, Glauco (2017). Mesmas instituições, mesmos resultados? Comparando o efeito da competição eleitoral sobre o nível de concentração de votos. Opinião Publica. vol.23 n.3.

Singer, Matthew; Gershman, Zachary (2018). Do changes in district magnitude affect electoral fragmentation? Evidence over time at the district level. Electoral Studies, vol.54.

Taagepera, Rein, Shugart, Matthew (1989). Seats and Votes: the Effects and Determinants of Electoral Systems. Yale University Press, New Haven, CT.