

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RENATO ALEXANDRE SCOTT FILHO

EFEITO DA ELEIÇÃO DO CANDIDATO DA OPOSIÇÃO SOBRE A  
APRESENTAÇÃO E APROVAÇÃO DE PROJETOS DO PREFEITO NA CÂMARA

SÃO PAULO  
2015

RENATO ALEXANDRE SCOTT FILHO

EFEITO DA ELEIÇÃO DO CANDIDATO DA OPOSIÇÃO SOBRE A  
APRESENTAÇÃO E APROVAÇÃO DE PROJETOS DO PREFEITO NA CÂMARA

Dissertação apresentada à Escola de  
Economia de São Paulo da Fundação  
Getúlio Vargas, como requisito para  
obtenção do título de Mestre em  
Economia

Campo de conhecimento:  
Econometria

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Pinheiro Firpo

SÃO PAULO  
2015

Scott Filho, Renato Alexandre

Efeito da eleição do candidato da oposição sobre a apresentação e aprovação de projetos do prefeito na câmara / Renato Alexandre Scott Filho. - 2015.

106 f.

Orientador: Sérgio Pinheiro Firpo

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Eleições locais - Brasil. 2. Oposição (Ciência política). 3. Prefeitos - Brasil - Eleições. 4. Poder executivo - Brasil. 5. Poder legislativo - Brasil. I. Firpo, Sérgio Pinheiro. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 324(81)

RENATO ALEXANDRE SCOTT FILHO

EFEITO DA ELEIÇÃO DO CANDIDATO DA OPOSIÇÃO SOBRE A  
APRESENTAÇÃO E APROVAÇÃO DE PROJETOS DO PREFEITO NA CÂMARA

Dissertação apresentada à Escola de  
Economia de São Paulo da Fundação  
Getúlio Vargas, como requisito para  
obtenção do título de Mestre em  
Economia

Campo de conhecimento:  
Econometria

**Data de aprovação:**

\_\_/\_\_/\_\_

**Banca examinadora:**

---

Prof. Dr. Sérgio Pinheiro Firpo (orientador)  
FGV–EESP

---

Prof. Dr. George Avelino Filho  
FGV–EAESP

---

Prof. Dr. Raphael Bottura Corbi  
USP–FIPE/FEA

## **AGRADECIMENTOS**

Quero endereçar meus agradecimentos a Deus, a meus pais, a meus amigos e a meus professores – em particular ao meu orientador e aos membros da banca.

## RESUMO

Este trabalho tem por objetivo analisar o efeito de se eleger um candidato da oposição em eleições municipais sobre a apresentação e aprovação de projetos do prefeito então eleito na câmara de vereadores, no ano subsequente. Tal questão diz respeito à vantagem, para os munícipes, de optar pela alternância de poder em detrimento da reeleição, bem como à relação entre o novo representante do executivo e os vereadores. Dialoga-se, assim, com uma literatura político-eleitoral pródiga na análise dos fatores que favorecem a reeleição, mas que pouco se debruçou sobre as consequências futuras da alternância de poder. Igualmente, contribui-se com um embasamento econométrico para as discussões fomentadas a nível teórico a respeito das relações entre os poderes no município. A metodologia empregada se baseia na técnica de regressões descontínuas ou RDD para tratamento quase-experimental dos dados coletados no TSE e no Censo Legislativo de 2005. A partir da análise dos dados, e com significância moderada, argumenta-se que quando o prefeito eleito é da oposição ele tende a apresentar menos projetos à câmara em seu primeiro ano de mandato, mas recebe acolhida proporcionalmente mais favorável por parte dos vereadores.

Palavras-chave: eleições municipais no Brasil; relação executivo-legislativo; inferência causal; regressão descontínua.

## **ABSTRACT**

This study aims to analyze the effect of a challenger winning the municipal elections on the presentation and approval by the city council of projects proposed by the then elected mayor, on the subsequent year. This subject relates to the advantage citizens take when they choose the alternation of power option instead of the reelection one, as well as to the relation between the new chief of the executive and the city councilmen. A bound is then established with an electoral literature that excels at the analysis of factors leading to the reelection of a politician, but that may well be deepened on the examination of the future consequences of the alternation of power. In a similar way, a contribution is made by the provision of an econometrical toolset to the theoretical analyses of executive-legislative relations in the local level. The employed methodology is based on the application of the regression discontinuity design technique (or RDD) to data collected from the Brazilian Supreme Electoral Court and from a 2005's legislative census. Following the data examination, and with moderate significance, it is argued that when the challenger is elected mayor he tends to propose less projects in the first year of his term (as opposed to the incumbent mayor), but these projects, on the other hand, get a proportionally more favorable reception by the city council.

**Keywords:** municipal elections in Brazil; executive-legislative relations; causal inference, regression discontinuity designs.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Função de <i>cross-validação</i> adimensionalizada.	42
Gráfico 2 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre $-20\%$ e $+20\%$ .	46
Gráfico 3 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre $-5,6\%$ e $+5,6\%$ .	47
Gráfico 4 – Número de observações da variável resposta de projetos apresentados pelo prefeito por faixa da margem de votos.	48
Gráfico 5 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre $-5,6\%$ e $+5,6\%$ .	49
Gráfico 6 – Efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados, conforme estimação em bandas maiores, de largura variando entre 0,1 a 0,5.	51
Gráfico 7 – Efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados, conforme estimação em bandas menores, de largura variando entre 0,025 a 0,1.	51
Gráfico 8 – Comparação dos intervalos de confiança da estimação quadrática para a resposta de número de projetos, conforme sejam escolhidos erros robustos ou não.	53
Gráfico 9 – Efeito do tratamento sobre a aprovação irrestrita do prefeito, conforme estimação em bandas maiores, de largura variando entre 0,1 a 0,5.	54
Gráfico 10 – Efeito do tratamento sobre a aprovação irrestrita do prefeito, conforme estimação em bandas menores, de largura variando entre 0,025 a 0,1.	54
Gráfico 11 – Comparação dos intervalos de confiança da estimação quadrática para a resposta de aprovação irrestrita, conforme sejam escolhidos erros robustos ou não.	55
Gráfico 12 – Média do número de vereadores eleitos em 2000 e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre $-5,6\%$ e $+5,6\%$ .	58
Gráfico 13 – Média do percentual de vereadores da situação antes das eleições de 2004 e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre $-5,6\%$ e $+5,6\%$ .	58
Gráfico 14 – Média do IDH do município em 2000 e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre $-5,6\%$ e $+5,6\%$ .	59
Gráfico 15 – Média da população do município em 2000 e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre $-20\%$ e $+20\%$ .	59



Gráfico 16 – Média do PIB municipal per capita em 2003 e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre -20% e +20%. 60

Gráfico 17 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluíram as covariadas. 62

Gráfico 18 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta de aprovação irrestrita do prefeito obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluíram as covariadas. 63

Gráfico 19 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação de baixa renovação da câmara. 66

Gráfico 20 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação de alta renovação da câmara. 66

Gráfico 21 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação de baixa renovação da câmara. 67

Gráfico 22 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação de alta renovação da câmara. 67

Gráfico 23 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de baixo percentual de aliados. 69

Gráfico 24 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de percentual intermediário de aliados. 69

Gráfico 25 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de alto percentual de aliados. 70

Gráfico 26 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluiu a variável de percentual de vereadores aliados eleitos, sob a forma contínua. 71

Gráfico 27 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluiu a variável de percentual de vereadores aliados eleitos, sob a forma categórica (*dummies* das subpopulações). 72

Gráfico 28 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação em que o prefeito eleito era apoiado pelo governador. 74

Gráfico 29 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação em que o prefeito eleito não era apoiado pelo governador. 74

Gráfico 30 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação em que o prefeito eleito era apoiado pelo governador. 75

Gráfico 31 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação em que o prefeito eleito não era apoiado pelo governador. 75

Gráfico 32 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação em que o candidato da situação era incumbente. 77

Gráfico 33 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação em que o candidato da situação era incumbente. 77

Gráfico 34 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre -20% e +20%. 97

Gráfico 35 – Número de observações da variável resposta indicadora de aprovação irrestrita do prefeito por faixa da margem de votos. 97

Gráfico 36 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de baixo percentual de aliados. 104

Gráfico 37 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de percentual intermediário de aliados. 104

Gráfico 38 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de alto percentual de aliados. 105

Gráfico 39 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta de aprovação irrestrita do prefeito obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluiu a variável de percentual de vereadores aliados eleitos, sob a forma contínua. 105

Gráfico 40 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta de aprovação irrestrita do prefeito obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluiu a variável de percentual de vereadores aliados eleitos, sob a forma categórica (*dummies* das subpopulações). 106

Figura 1 – *Output* STATA® da estimação alternativa para o efeito do tratamento sobre a resposta de número de projetos apresentados pelo prefeito. 103

Figura 2 – *Output* STATA® da estimação alternativa para o efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita do prefeito. 103

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis brutas selecionadas do Censo Legislativo de 2005	29
Tabela 2 – Estatísticas descritivas para as variáveis de diferença percentual de votos	34
Tabela 3 – P-valores dos <i>bin</i> e <i>regression tests</i> para definição de largura de banda para análise gráfica	45
Tabela 4 – P-valores associados ao teste da hipótese nula de que os coeficientes da <i>dummy</i> de tratamento são conjuntamente nulos nas regressões SUR das covariadas	61
Tabela 5 – Estatísticas descritivas para as variáveis relacionadas a vereadores eleitos em 2000	88
Tabela 6 – Estatísticas descritivas para as variáveis relacionadas a vereadores eleitos em 2004	89
Tabela 7 – Estatísticas descritivas das variáveis brutas extraídas do IBGE	90
Tabela 8 – Estatísticas descritivas da variável de IDH, extraída do IPEA	91
Tabela 9 – Estatísticas descritivas para as variáveis de população e PIB per capita, dadas no conjunto de registros selecionados para a análise	92
Tabela 10 – Valores das funções de <i>cross-validação</i> de ordem 0, para determinação da largura de banda para análise gráfica	93
Tabela 11 – Valores das funções de <i>cross-validação</i> de ordem 1, para determinação da largura de banda para regressões lineares locais	95
Tabela 12 – Resultados das estimações para o efeito do tratamento sobre as variáveis resposta	98

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>13</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b>	<b>15</b>
<b>2.1</b>	<b>Literatura sobre regressão descontínua</b>	<b>15</b>
<b>2.2</b>	<b>Literatura político-eleitoral no Brasil</b>	<b>16</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA</b>	<b>18</b>
<b>3.1</b>	<b>Formulação da regressão descontínua</b>	<b>19</b>
3.1.1	<i>Estimação do efeito causal do tratamento</i>	20
3.1.2	<i>Análise gráfica</i>	21
3.1.3	<i>Escolha da largura de banda para análise gráfica e regressões</i>	22
3.1.4	<i>Análise de covariadas</i>	24
<b>3.2</b>	<b>Aplicação da regressão descontínua no presente estudo</b>	<b>25</b>
<b>4</b>	<b>DADOS</b>	<b>27</b>
<b>4.1</b>	<b>Dados do Censo Legislativo de 2005</b>	<b>27</b>
<b>4.2</b>	<b>Dados do Repositório de Dados Eleitorais</b>	<b>30</b>
4.2.1	<i>Construção da running variable e da variável de tratamento</i>	31
4.2.2	<i>Construção de variáveis acessórias</i>	34
<b>4.3</b>	<b>Dados do IBGE e do IPEA</b>	<b>36</b>
<b>4.4</b>	<b>Cruzamento dos dados e tratamentos adicionais</b>	<b>37</b>
<b>4.5</b>	<b>Discussão das escolhas de seleção e corte dos dados</b>	<b>39</b>
<b>5</b>	<b>RESULTADOS</b>	<b>41</b>
<b>5.1</b>	<b>Definição da largura de banda para análise gráfica e regressões</b>	<b>41</b>
5.1.1	<i>Métodos alternativos de definição da largura de banda</i>	44
<b>5.2</b>	<b>Análise gráfica das variáveis resposta</b>	<b>45</b>

<b>5.3</b>	<b>Estimação</b>	<b>49</b>
5.3.1	<i>Estimações alternativas do efeito do tratamento sobre a resposta</i>	55
<b>5.4</b>	<b>Análise de covariadas</b>	<b>56</b>
<b>5.5</b>	<b>Análise de subpopulações</b>	<b>63</b>
5.5.1	<i>Análise de subpopulações segundo a taxa de renovação da câmara</i>	64
5.5.2	<i>Análise de subpopulações segundo o percentual de vereadores aliados</i>	68
5.5.3	<i>Análise de subpopulações segundo o apoio do governador</i>	72
5.5.4	<i>Análise da subpopulação em que o candidato da situação é incumbente</i>	76
<b>5.6</b>	<b>Discussão e mecanismos</b>	<b>78</b>
<b>6</b>	<b>CONCLUSÃO</b>	<b>81</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>83</b>
	<b>APÊNDICES</b>	<b>87</b>

## 1 INTRODUÇÃO

As peculiaridades da cena política brasileira constituem objeto de estudo de pesquisadores das mais diversas áreas, de sociólogos e filósofos a administradores e economistas. O trabalho que se passa a descrever aqui pretendeu debruçar-se sobre uma das múltiplas facetas do nosso sistema político, qual seja o efeito da alternância de poder sobre a relação entre o executivo e o legislativo. Mais especificamente, buscou-se verificar se a eleição para prefeito de um candidato da oposição tem algum efeito sobre a apresentação de projetos pelo novo chefe do executivo à câmara de vereadores, bem como sobre a receptividade (ou a probabilidade de aprovação) desses projetos por essa casa.

Até o momento, a academia tem sido mais direta ao discorrer sobre o instituto da reeleição do que propriamente sobre sua contraparte imediata, a alternância. Além disso, as reeleições são normalmente examinadas sob a ótica dos fatores que favorecem sua ocorrência, como características ou comportamentos específicos dos candidatos.

Em linha diversa, a presente proposta de trabalho deslocou a posição do evento 'eleições' na ordem argumentativa ao colocar uma questão que remete às perdas e ganhos que um município pode auferir no período posterior ao pleito. Em última instância, determinar o efeito da alternância de poder sobre a dinâmica política municipal – ainda que dentro do escopo reduzido da apresentação e aprovação de projetos na câmara – contribui para que os eleitores brasileiros tenham maior clareza sobre as vantagens e desvantagens de se optar pela inovação ou pela continuidade.

Por ora, cumpre dizer que os dados empregados para levar a cabo o trabalho idealizado provieram fundamentalmente do Censo Legislativo de 2005 (que forneceu informações sobre a produção legislativa nos 5562 municípios brasileiros no ano de sua realização) e do Repositório de Dados Eleitorais do Tribunal Superior Eleitoral. Tais dados permitiram que o estudo se concentrasse sobre as eleições municipais de 2004 e sobre a dinâmica política observada no ano imediatamente subsequente.

Finalmente, no que diz respeito aos aspectos metodológicos, esta dissertação se baseia numa abordagem econométrica do tópico sob análise, e está ancorada em uma técnica de inferência causal, a de regressão descontínua ou RDD (do inglês, *Regression Discontinuity Design*). Conforme se verá, ela tem sido utilizada em muitos campos da economia em aplicações que têm por objetivo verificar o efeito de um tratamento sobre uma dada resposta. Por meio de uma manipulação dita ‘quase experimental’ dos dados observacionais, essa metodologia possibilita estabelecer com segurança relações de causalidade (e não meramente de correlação) entre as variáveis do problema, estando virtualmente imune a argumentos de endogeneidade – guardados alguns requisitos de sua especificação.

O restante do presente documento seguirá conforme: na próxima seção será feita uma breve revisão da literatura correlata à regressão descontínua e ao objeto de estudo; na seção 3 será apresentada em maior detalhe a teoria da metodologia empregada, em sequência com a descrição do processo de obtenção e tratamento dos dados, na seção 4; na seção 5 serão demonstrados os resultados e sua análise; e, por fim, concluir-se-á na seção 6.



## **2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA**

### **2.1 Literatura sobre regressão descontínua**

A introdução da regressão descontínua como metodologia de inferência causal para problemas envolvendo dados estritamente não-experimentais é atribuída, na literatura, à Thistlewaite e Campbell (1960). Esses autores o fizeram em contraposição à técnica de pareamento de observáveis, e tiveram como objeto de análise o efeito que o reconhecimento acadêmico de certos estudantes teve sobre a continuidade de seus estudos e sua carreira.

Após um hiato de algumas décadas, o emprego mais consistente do RDD voltou a ganhar força no final dos anos 90, quando se tornou particularmente popular nos campos da Economia mais intimamente ligados às ciências políticas e sociais (LEE; LEMIEUX, 2010). Em verdade, não é incomum que programas governamentais em áreas como saúde e educação, bem como algumas leis, determinem políticas públicas para a concessão de benefícios e tratamentos específicos que eventualmente se enquadram nas condições de análise pelo RDD (van der KLAUW, 2008), condições essas que serão discutidas na seção Metodologia.

No campo político-eleitoral, o RDD já foi empregado para a verificação da chamada “vantagem do incumbente”, que se poderia traduzir, em linhas gerais, na vantagem competitiva que o candidato ou o partido que está no poder tem sobre aquele que é considerado desafiante, ante a perspectiva de novas eleições. Lee (2008) analisou o efeito da incumbência do partido Democrata sobre, entre outras variáveis, a probabilidade de reeleição do mesmo partido para a Câmara de Deputados americana. Mais recentemente, Cattaneo, Frandsen e Titiunik (2014) aplicaram a regressão descontínua, provida de certos aprofundamentos metodológicos, em uma análise semelhante no cenário das eleições para o Senado do mesmo país. Brambor e Ceneviva (2012), por sua vez, se inspiraram em Lee (2008) para mensurar o efeito da incumbência no desempenho eleitoral de candidatos nas eleições municipais brasileiras. Finalmente, Avelino, Biderman e Barone (2012) verificaram a influência

do resultado das eleições para prefeito sobre as eleições estaduais subsequentes, em estudo sobre a articulação intrapartidária no Brasil.

Adicionalmente, cabe dizer que em decorrência da expansão de seu uso, a metodologia da regressão descontínua naturalmente se tornou, em si mesma, um objeto de interesse de alguns econométristas, que se esforçam por divulgá-la e aprofundá-la (IMBENS; LEMIEUX, 2008; LEE; LEMIEUX, 2008; CATONICO; CATTANEO; TITIUNIK, 2014a, 2014b e 2014c).

## **2.2 Literatura político-eleitoral no Brasil**

Os já citados Brambor e Ceneviva (2012) permitiram entrever que muitos artigos da literatura econométrica sobre o cenário político-eleitoral brasileiro se propuseram a analisar a reeleição como efeito – tal como no caso da verificação da vantagem ou desvantagem do incumbente em se reeleger, de que já se falou –, ou indiretamente como causa, mas sob o prisma de como a possibilidade de reeleição afeta o comportamento e as escolhas de políticos que desejam alcançá-la.

Um exemplo da abordagem que coloca a reeleição como efeito, além daqueles citados na subseção anterior com o uso de RDD, é encontrado em Pereira e Renno (2007), que investigaram os fatores determinantes do sucesso eleitoral de deputados federais candidatos à reeleição nos anos de 1998 e 2002, empregando para tal um modelo probístico.

Já a segunda abordagem é ilustrada em Meneguín e Bugarin (2001), que relacionaram a expectativa de permanência no poder por parte de um governante com suas decisões de gastos – e, por extensão, com a situação do déficit público do governo. Em diálogo direto com esses autores, Nakaguma e Bender (2006) também se propuseram a verificar o impacto da reeleição sobre os ciclos políticos orçamentários e a performance fiscal dos estados no Brasil, contrapondo as teorias de controle eleitoral às de ciclos políticos oportunistas. Cumpre dizer que ambos os artigos chegaram a conclusões contrárias a respeito do tema.

Infelizmente, a literatura ainda carece de iniciativas em tratar, com um aparelhamento econométrico, a questão do benefício ou malefício do instituto da reeleição em si, ou seja – e por exemplo –, das consequências positivas ou negativas futuras que sofre um município (ou qualquer outra unidade constituinte) ao escolher reconduzir ou não ao poder um político incumbente.

Complementarmente, a literatura acerca da relação entre os poderes executivo e legislativo também encontra conexões com o presente trabalho. Analisando o caso brasileiro e em âmbito municipal, destacam-se, nesse sentido, Kerbauy (2008), que apontou para a dependência dos vereadores com relação ao prefeito, e Lopez (2004), que pôs em evidência o clientelismo eleitoral em um estudo de caso. Por fim, é importante citar novamente Avelino, Biderman e Barone (2012), que contribuíram para as discussões deste estudo ao abordarem as questões de organização intrapartidária e competição eleitoral no Brasil.

### 3 METODOLOGIA

Viu-se na seção anterior que há artigos que se dedicam especificamente a examinar a metodologia de regressões descontínuas, dentre os quais se destacam os de van der Klaauw (2008), em análise generalista; e os de Imbens e Lemieux (2008) e de Lee e Lemieux (2010), que se propõem a servir de guia prático para o uso desta técnica, apresentando-a de modo detalhado<sup>1</sup>.

Os artigos supracitados dão conta que a regressão descontínua (ou RDD, do inglês *Regression Discontinuity Design*) se insere no contexto da inferência causal ao buscar, em sua formulação mais básica, estimar o efeito sobre uma variável resposta de um tratamento que é aplicado caso uma covariável observada e contínua assuma um valor superior a um ponto de corte especificado. A essa covariável denota-se na literatura *running*, *forcing*, *assigning* ou mesmo *score variable*.

Sob certas condições, argumenta-se que indivíduos ou elementos situados imediatamente acima do corte (que recebem tratamento) e imediatamente abaixo (que não o recebem) são iguais sob todos os aspectos, observáveis ou não, definidos anteriormente ao tratamento. Portanto, a diferença de comportamento ou de resposta que venham a apresentar posteriormente poderia ser imputada como efeito desse tratamento.

Em outras palavras, trata-se de considerar que, na vizinhança do corte, a escolha de elementos tratados ou não-tratados é localmente aleatória. A formulação para análise dos dados observacionais aproxima-se assim da abordagem experimental, em que um processo efetivamente randômico é empregado para definir grupos de tratamento e de controle<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Para desenvolvimentos metodológicos mais recentes, em artigos ainda inéditos ou em fase de publicação quando do desenvolvimento do presente trabalho, refere-se a Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014a, 2014b e 2014c) e a Cattaneo, Frandsen e Titiunik (2014).

<sup>2</sup> Uma das condições para a aplicação da técnica, notavelmente importante para o argumento causal, é a de que indivíduos não possam manipular com precisão e previamente o valor da *running*

Ainda no contexto da inferência causal, a regressão descontínua apresenta-se como alternativa à técnica de pareamento em observáveis e ao próprio uso de variáveis instrumentais.

Nas subseções a seguir, a metodologia de regressão descontínua será apresentada de modo mais formal, e em sequência será indicado de que forma o presente estudo fez uso da mesma.

### 3.1 Formulação da regressão descontínua

Imbens e Lemieux (2008) fazem a apresentação dos aspectos formais do RDD a partir de um enquadramento de resultados potenciais. Denotando  $Y_i(1)$  e  $Y_i(0)$  como um par de resultados da variável resposta para o  $i$ -ésimo elemento em uma população, respectivamente sob a incidência do tratamento ou não, os autores fazem notar que a comparação entre os dois resultados potenciais – indicando o efeito do tratamento sobre a resposta – não pode ser feita de maneira direta visto que, para cada elemento, apenas um dos resultados é efetivamente observado. De fato, se  $W_i \in \{0,1\}$  denota o tratamento recebido, então o resultado observado é dado pela equação:

$$Y_i = (1 - W_i) \cdot Y_i(0) + W_i \cdot Y_i(1) \quad (1)$$

No caso básico de RDD, a aplicação do tratamento é determinística, ocorrendo em função do valor assumido pela *running variable* contínua, denotada  $X$ , e em função de um valor de corte especificado  $c$ , conforme a equação:

$$W_i = \mathbb{1}\{X_i \geq c\} \quad (2)$$

---

*variable* de modo a situar-se imediatamente acima do corte e com vistas a qualificar-se para receber o tratamento – o que invalidaria a hipótese de quase-aleatoriedade.

em que  $\mathbb{1}\{\cdot\}$  é a função indicadora, que vale 1 se seu argumento for verdadeiro e 0 caso contrário.

A identificação do efeito causal do tratamento passa então pela verificação da descontinuidade das expectativas condicionais do resultado observado no ponto de corte, o que se descreve conforme a equação:

$$\tau_{RD} = \lim_{x \downarrow c} \mathbb{E}[Y_i | X_i = x] - \lim_{x \uparrow c} \mathbb{E}[Y_i | X_i = x] = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c] \quad (3)$$

em que se assume a continuidade das expectativas condicionais dos resultados potenciais no ponto  $X = c$ .

### 3.1.1 Estimação do efeito causal do tratamento

Em uma aplicação prática, e dado o que foi apresentado, uma forma intuitiva de se estimar o efeito do tratamento em uma população seria a de se tomar a diferença entre as médias da variável resposta para os dois subconjuntos compostos dos elementos situados a uma distância  $h$  do ponto de corte, acima ou abaixo do mesmo. A isso corresponde a abordagem não-paramétrica com *kernel* retangular, cujo viés é discutido por Imbens e Lemieux (2008) e por van der Klaauw (2008).

Uma elaboração desse conceito é permitir que a resposta varie linearmente como função de  $X$  nos subconjuntos, e daí a abordagem de regressões lineares locais, em que o efeito  $\tau$  é dado pela solução do problema de minimização:

$$\min_{\alpha, \beta, \tau, \gamma} \sum_{i=1}^N \mathbb{1}\{c - h \leq X_i \leq c + h\} \cdot (Y_i - \alpha - \beta \cdot (X_i - c) - \tau \cdot W_i - \gamma \cdot (X_i - c) \cdot W_i)^2 \quad (4)$$

em que  $N$  é o número total de observações, referenciadas pela letra  $i$ . O processo equivale então a se ajustar uma função linear para cada subconjunto e se tomar

como efeito do tratamento a diferença entre o valor assumido por cada reta no ponto de corte.

Conforme Lee e Lemieux (2010), é natural que se verifique a sensibilidade da estimativa obtida à inclusão de termos de maior ordem nas regressões locais, ao passo que Gelman e Imbens (2014) discutem razões para que não se vá além dos termos de segunda ordem (regressões quadráticas locais). Além disso, outro aspecto importante do problema é a questão de como se definir a distância  $h$  do ponto de corte que limita os elementos participantes da estimação, chamada na literatura de *bandwidth*, ou largura de banda – o que será tratado na subseção 3.1.3 a seguir.

### 3.1.2 Análise gráfica

Os artigos citados nesta seção Metodologia são contundentes em afirmar a importância da análise gráfica na aplicação prática do RDD. O exame visual da variável resposta em função da *running variable*, assim como da densidade desta última, é tido por Imbens e Lemieux (2008) como uma forma simples e poderosa de identificação do efeito do tratamento, além de conferir credibilidade e transparência às análises. Não obstante, Lee e Lemieux (2010) alertam para o fato de que tais análises não podem ser conclusivas isoladamente, e que métodos gráficos criteriosos são recomendados para que se evitem vieses de construção.

Nesse sentido, e conforme os artigos supracitados, a análise gráfica se baseia na definição de bandas ou faixas ao longo da *running variable*  $X$ , dentro das quais são calculados os valores médios das variáveis de interesse. Em outras palavras, trata-se de um processo de categorização da *running variable*, ou de binagem (do inglês, *binning*). Dada uma largura de banda  $h$ , e para um certo número de bandas (em inglês, *bins*)  $K_0$  e  $K_1$  à esquerda e à direita do ponto de corte em  $X = c$ , são definidos intervalos do tipo  $(b_k, b_{k+1}]$ , com  $k$  variando de 1 a  $K = K_0 + K_1$  e de tal modo que  $b_k$  seja definido pela equação:

$$b_k = c - (K_0 + k + 1)/h \quad (5)$$

Para cada intervalo, é calculado o ponto médio  $\tilde{b}_k$ ; o número de observações  $N_k$ ; e a média  $\bar{Y}_k$  da variável resposta  $Y$  (ou de qualquer outra variável de interesse  $Z$ , dita covariada), conforme:

$$\tilde{b}_k = (b_k + b_{k+1})/2 \quad (6)$$

$$N_k = \sum_{i=1}^N \mathbb{1}\{b_k < X_i \leq b_{k+1}\} \quad (7)$$

$$\bar{Y}_k = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^N Y_i \cdot \mathbb{1}\{b_k < X_i \leq b_{k+1}\} \quad (8)$$

Os gráficos de maior relevância para a análise são os das médias e o do número de observações contra os pontos médios. É natural que o efeito do tratamento, em existindo, se faça notar pelo salto da média da variável resposta no ponto de corte. Por outro lado, normalmente não é esperada a ocorrência de saltos de magnitude similar em outros pontos ao longo da *running variable*, tanto quanto saltos em covariadas determinadas anteriormente ao tratamento denotam fragilidade à interpretação causal. Por fim, uma descontinuidade da distribuição das observações (ou seja, de sua densidade) pode ser indício de manipulação do processo de auferição do tratamento por parte dos agentes, o que fere diretamente o argumento de quase-aleatoriedade<sup>3</sup> (IMBENS; LEMIEUX, 2008 e LEE; LEMIEUX, 2010).

### 3.1.3 Escolha da largura de banda para análise gráfica e regressões

Tanto a análise gráfica quanto as regressões para determinação do efeito do tratamento requerem, como se viu, a definição de uma largura de banda, seja para a

---

<sup>3</sup> Para testes estatísticos de manipulação da *running variable*, refere-se a McCrary (2008).



discretização dos dados em face de sua exposição gráfica, seja para a seleção dos limites das regressões.

No enquadramento das regressões lineares locais, a escolha da largura de banda se traduz num balanço entre precisão – favorecida com o uso de bandas maiores, pelo maior número de observações incluídas nas regressões – e acurácia – sendo o menor viés obtido com o uso de bandas menores, quando apenas observações mais próximas do ponto de corte são empregadas para estimação do efeito do tratamento nesse ponto (LEE; LEMIEUX, 2010).

Tem-se, portanto, um contexto de otimização, e o procedimento preferido no presente trabalho para verificação da largura de banda das regressões de estimação do efeito do tratamento, por seu apelo intuitivo, é o de *cross-validação*.

O processo de *cross-validação* consiste em se estimar, para cada observação  $i$ , o valor  $Y_i$  assumido pela variável resposta com base em regressões lineares computadas sobre observações estritamente à direita ou à esquerda de  $i$ , conforme a própria observação  $i$  esteja à direita ou à esquerda do ponto de corte<sup>4</sup>. Assim, se  $X_i > c$ , estima-se para  $Y_i$  o valor  $\hat{Y}_i$  como uma extrapolação linear a partir das observações situadas no intervalo  $(X_i, X_i + h]$ . Analogamente, se  $X_i < c$ , o intervalo considerado é  $[X_i - h, X_i)$ .

Uma função de *cross-validação* é definida pela soma dos erros quadráticos (comparação entre os valores observados  $Y_i$  e estimados  $\hat{Y}_i$ ), e depende da escolha de  $h$ :

$$CV(h) = \frac{1}{N^*} \sum_{i=1}^{N^*} (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad (9)$$

---

<sup>4</sup> Mimetiza-se assim o próprio processo de estimação do efeito do tratamento. Conforme se viu, no contexto das regressões lineares locais, esse efeito é dado pela diferença entre o valor assumido por duas retas ajustadas à direita e à esquerda do ponto de corte – ou seja, entre valores estimados na fronteira de duas regressões.

em que  $N^*$  é o número de observações considerado para escolha da largura de banda por esse processo<sup>5</sup>.

A largura de banda  $h_{CV}^*$  escolhida por meio desse processo de *cross-validação* é dada pelo valor de  $h$  que minimiza a função de *cross-validação* (LEE; LEMIEUX, 2010):

$$h_{CV}^* = \arg \min_h CV(h) \quad (10)$$

Ligeira modificação desse procedimento tendo em vista a escolha da largura dos *bins* na análise gráfica requer apenas que os  $Y_i$  sejam estimados com base em regressões sobre uma constante – ou seja, anula-se o coeficiente do termo linear das regressões originais, o que tem sua razão de ser no fato de que a análise gráfica é baseada na inspeção do valor médio das variáveis de interesse no interior dos *bins*.

Para uma maior formalização do procedimento de *cross-validação*, refere-se a Imbens e Lemieux (2008). Para procedimentos alternativos de escolha da largura de banda para as regressões de estimativa do efeito do tratamento, sugere-se a consulta a Imbens e Lemieux (2008); Lee e Lemieux (2010); e Imbens e Kalyanaraman (2012). Em particular para a análise gráfica, Lee e Lemieux (2010) também apresentam duas outras propostas intuitivas, denominadas pelos autores de *bin* e *regression test*. Essas últimas técnicas serão apresentadas na seção Resultados como complemento das análises.

#### 3.1.4 Análise de covariadas

---

<sup>5</sup> Lee e Lemieux (2010) recomendam que apenas observações situadas entre os valores medianos de  $X$  à esquerda e à direita do ponto de corte sejam utilizados para esse fim.

A inspeção de covariadas, definidas como variáveis determinadas (ou seja, cujo conteúdo é conhecido) antes da especificação do tratamento, é dada na literatura como uma etapa importante da verificação da validade da regressão descontínua.

Particularmente, se as covariadas são anteriores ao tratamento, não pode haver relação de causalidade deste em direção àquelas. Assim, examinada uma covariada segundo a mesma metodologia aplicada à variável resposta, não é esperado que se encontre uma descontinuidade em seu valor no ponto de corte que define o tratamento – caso contrário, tal fato poderia indicar problemas de especificação.

Lee e Lemieux (2010) propõem que se examine as covariadas de modo conjunto, por meio de *Seemingly Unrelated Regressions* (regressão SUR) – em que se estima o sistema de equações das covariadas em função da variável de tratamento e da *running variable* – para em seguida se verificar se os coeficientes associados ao tratamento para cada covariada são conjuntamente nulos, conforme seria desejado<sup>6</sup>.

Os autores sugerem, por fim, que as covariadas sejam incorporadas às regressões para estimação do efeito do tratamento sobre a variável resposta, seja por meio da residualização desta última em regressão exclusiva contra as primeiras, seja por meio da incorporação direta das covariadas nas regressões originais. O objetivo de tal inclusão seria o de se reduzir a variabilidade amostral nas estimativas (LEE; LEMIEUX, 2010).

### **3.2 Aplicação da regressão descontínua no presente estudo**

Conforme dito na Introdução, o objetivo do presente estudo é verificar o efeito de um candidato da oposição ser conduzido ao poder nas eleições municipais sobre a

---

<sup>6</sup> A especificação das equações deve ser a mesma que for aplicada às variáveis resposta em cada análise, e o teste indicado segue uma distribuição de chi-quadrado.

apresentação de projetos pelo prefeito à câmara no primeiro ano de mandato, bem como sobre a probabilidade de que tais projetos sejam aprovados<sup>7</sup>.

No processo eleitoral, está claro que o tratamento “eleição do candidato da oposição” é aplicado caso esse candidato tenha mais votos do que o candidato da situação. Dentro do enquadramento da metodologia de regressão descontínua, então, a *running variable*, nesse caso, é a diferença percentual de votos entre o candidato da oposição e o da situação. Se essa diferença for positiva (acima do ponto de corte valendo 0), o tratamento é aplicado, e caso contrário, não.

A aplicação de RDD ao contexto eleitoral, tendo por *running variable* uma variável de percentual de votos, já foi levada a cabo por Lee (2008) e por Cattaneo, Frandsen e Titiunik (2014) no cenário americano e por Brambor e Ceneviva (2012) no cenário brasileiro, e se apoia no fato de que a regra que define o resultado das eleições, a de maioria dos votos, em geral é clara e irremissível. Além disso, ante a quantidade de agentes envolvidos no processo (eleitores, candidatos etc), também fica patente a incapacidade desses agentes, em seu conjunto, de influenciarem de modo preciso o resultado das eleições<sup>8</sup>.

---

<sup>7</sup> A definição precisa do que se entende por candidato da oposição, bem como das respostas, ficará clara na Seção 4, Dados, quando for discutida a construção das variáveis para as regressões.

<sup>8</sup> É evidente que um candidato, desejando ser eleito, poderá investir, por exemplo, em tal ou qual estratégia de campanha, mas por outro lado é impensável que esse candidato consiga manobrar de tal modo a garantir que sua vitória se dê por um percentual muito pequeno dos votos, admitida a lisura do pleito. Em linha com este argumento, Lee (2008) considera plausível que o resultado exato de eleições com grande número de votos seja parcialmente determinado por sorte, também supondo a inexistência de fraudes eleitorais.

## 4 DADOS

As duas principais fontes de dados para o presente estudo são: 1) o Censo Legislativo realizado em 2005, de que se obtém dados a respeito da produção legislativa nos municípios brasileiros; e 2) o Repositório de Dados Eleitorais do Tribunal Superior Eleitoral, em que se encontram informações detalhadas sobre os resultados eleitorais no Brasil. Adicionalmente, também foram coletados dados do IBGE (o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e do PNUD (o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento).

Cada uma dessas fontes, assim como o tratamento e o uso que foi feito dos dados serão detalhados nas subseções a seguir.

### 4.1 Dados do Censo Legislativo de 2005

O censo legislativo que foi realizado entre os anos de 2004 e 2005 constituiu uma radiografia da situação das câmaras municipais brasileiras naquele momento, e contribuiu para promover a transparência do trabalho dessas casas. Seu executor indireto foi o Senado Brasileiro, por meio do programa Interlegis, mantido e financiado em parceria com o Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID). Esse programa tem por objetivo a modernização e a integração do Legislativo nacional – com ações dirigidas às câmaras municipais e às assembleias legislativas estaduais – em quatro pilares de atuação: tecnologia; capacitação; informação; e comunicação (SECRETARIA ESPECIAL DO INTERLEGIS, 2013c)<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup> Para outros trabalhos que fizeram uso do Censo Legislativo do Interlegis como fonte de dados, refere-se a Silva (2014), que traçou um detalhado perfil da composição e do funcionamento das câmaras municipais brasileiras, e a Ferraz e Finan (2009), que analisaram a qualidade e a performance dos vereadores em função de seus salários, também empregando técnicas de regressão descontínua.

A pesquisa foi conduzida sob a forma de um questionário<sup>10</sup>, do qual foram aproveitadas as respostas às questões do bloco 10, Produção Legislativa, sub-bloco 2, Mensuração da Produção Legislativa (SECRETARIA ESPECIAL DO INTERLEGIS, 2013a). Em particular, foram tomadas as variáveis brutas que indicam, para cada um dos 5562 municípios contemplados no censo:

- a) o número de projetos de lei que foram apresentados por iniciativa do executivo local em 2005, ou seja, logo após as eleições municipais de 2004 (questão 2.2 do bloco 10.2);
- b) o número de projetos de lei de iniciativa do executivo local que foram aprovados pela câmara em 2005 (questão 2.7 o bloco 10.2).

O tratamento das variáveis brutas compreendeu a substituição de valores não-numéricos conforme a regra:

- a) valores como “NENHUM” foram substituídos por 0.
- b) valores como “NÃO SABE”, “NÃO RESPONDEU”, “TODOS” ou qualquer outra resposta não-numérica foram substituídos por *missing* (vazio).

Após esse tratamento inicial, o preenchimento das variáveis é descrito na Tabela 1 a seguir.

---

<sup>10</sup> Para o detalhamento da metodologia de realização do censo, refere-se a Secretaria Especial do Interlegis (2013b).

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis brutas selecionadas do Censo Legislativo de 2005

Estatística	Variável: número de projetos apresentados pelo executivo em 2005	Variável: número de projetos de iniciativa do executivo que foram aprovados pela câmara em 2005
Número total de observações	5 562	5 562
Número de obs. não- <i>missing</i>	4 989	4 898
Número de obs. <i>missing</i>	573	694
Média	21,5	19,9
Desvio-padrão	22,6	23,5
Mínimo	0	0
1º percentil	1	0
5º percentil	2	2
10º percentil	4	3
25º percentil	7	6
Mediana	14	13
75º percentil	29	26
90º percentil	49	45
95º percentil	64	61
99º percentil	105	96
Máximo	388	736

Fonte: SECRETARIA ESPECIAL DO INTERLEGIS, 2013a.

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Para criação das variáveis resposta finais deste estudo, optou-se pelo tratamento de *outliers* que consistiu em tornar *missing* todos os valores situados abaixo do 5º percentil ou acima do 95º percentil em cada variável. Tal tratamento teve por objetivo eliminar das regressões a serem executadas os municípios em que houve preenchimento potencialmente incorreto do questionário do censo, ou nos quais o ritmo de funcionamento das câmaras destoou do padrão nacional. Após a substituição dos *outliers* por *missing*, as variáveis de número de projetos apresentados e de projetos aprovados passaram a contar com 4643 e 4454 observações não-*missing*.

Finalmente, criou-se uma variável indicadora valendo:

- a) 1, caso o número de projetos aprovados fosse maior ou igual ao número de projetos apresentados, em cada município;
- b) 0, caso o número de projetos aprovados fosse menor que o número de projetos aprovados;
- c) *missing*, caso qualquer das variáveis primitivas tratadas fosse *missing*.

Essa nova variável denominou-se ‘Indicador de aprovação irrestrita do prefeito’ e assumiu o valor 1 para 2482 municípios da base; 0 para 1899 municípios; e *missing* para os restantes 1181 municípios<sup>11</sup>. Ela constitui uma das variáveis respostas finais, juntamente com a variável primitiva tratada de ‘Número de projetos apresentados pelo prefeito’<sup>12</sup>.

## 4.2 Dados do Repositório de Dados Eleitorais

Os dados disponibilizados pelo Tribunal Superior Eleitoral por meio do Repositório de Dados Eleitorais e de seu sistema de consultas *online* foram empregados para cômputo de variáveis eleitorais, e em particular da chamada *running variable* (TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL, 2011 e 2014). As bases de dados que permitiram a criação das variáveis que serão discutidas a seguir são denominadas:

- a) Votação nominal por município e zona, referente ao ano de 2004, trazendo os resultados das eleições nos termos da quantidade de votos para cada

---

<sup>11</sup> Havia 96 registros em que o número de projetos aprovados em 2005 era estritamente superior ao número de projetos apresentados no mesmo ano, considerando-se as variáveis primitivas tratadas para *outliers*. Admite-se então que houve casos de projetos que haviam sido apresentados até o ano de 2004, mas cuja aprovação só ocorreu na legislatura seguinte. É fato que essas ocorrências prejudicam a interpretação inequívoca da variável indicadora criada como reflexo da aprovação exclusiva do prefeito eleito para o mandato com início em 2005. Infelizmente, não havia no Censo Legislativo dados adicionais que permitissem um tratamento mais adequado dessas variáveis. Por outro lado, os 96 registros em questão representavam apenas 2,2% das 4381 observações não-*missing* da variável indicadora, de tal maneira que se julgou razoável sua manutenção na análise sem maiores aprofundamentos.

<sup>12</sup> A variável primitiva de número de projetos aprovados não será empregada diretamente como variável resposta das regressões.



candidato, de todos os cargos, em cada zona eleitoral (e, conseqüentemente, em cada município brasileiro);

- b) Candidatos, referente aos anos de 2000 e 2004, trazendo informações acerca do perfil dos candidatos e a especificação de seus partidos e coligações;
- c) Eleitorado, referente ao ano de 2004, com informação do número e perfil dos eleitores em cada município;
- d) Resultado das eleições de 2002, com informação dos governadores eleitos em cada unidade da federação e seu respectivo partido, nesse mesmo ano<sup>13</sup>.

#### *4.2.1 Construção da running variable e da variável de tratamento*

Como visto na seção Metodologia, a aplicação de RDD neste trabalho requereu a construção da variável de diferença percentual dos votos entre o candidato dito de oposição e o candidato da situação nas eleições municipais para prefeito em 2004. Essa construção será detalhada nos parágrafos a seguir.

Procedeu-se inicialmente à consolidação dos votos por candidato a partir da base de votação nominal de 2004<sup>14</sup>, filtrada para o cargo de 'PREFEITO' e para os candidatos com situação de candidatura 'DEFERIDO' ou 'SUB JÚDICE' – eliminando-se assim votos considerados inválidos ao término das eleições. Com essa sumarização, pôde-se determinar o ranqueamento dos candidatos a prefeito em cada município (ou seja, a posição de cada um deles no resultado do pleito). Uma consolidação adicional permitiu a determinação do número de votos válidos por

---

<sup>13</sup> Ao contrário dos demais dados, extraídos diretamente do repositório, os resultados das eleições de governador em 2002 foram obtidos a partir de consulta *online* simples (TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL, 2011), ao serem selecionadas as opções de cargo 'GOVERNADOR' e situação 'ELEITO' para ambos os turnos.

<sup>14</sup> A consolidação (ou sumarização) é necessária pois os dados estão originalmente abertos por zona eleitoral, ao passo que a visão desejada é aquela do município, tão somente.

município (equivalente à soma, dentro do município, do número de votos recebido por cada candidato).

De posse do número de votos do primeiro colocado (o candidato eleito),  $Votos^{1o.}$ , do segundo colocado,  $Votos^{2o.}$ , e do total de votos para prefeito no município,  $Votos^{município}$ , calculou-se a diferença percentual de votos entre o primeiro e o segundo colocado, um número positivo variando entre 0 e 1, segundo a equação:

$$\Delta_{\%} Votos_{2o.}^{1o.} = \frac{Votos^{1o.} - Votos^{2o.}}{Votos^{município}} \quad (11)$$

A construção da *running variable* em sua forma final passou pela especificação do tratamento cujo efeito sobre as variáveis resposta se pretendia medir. Como visto anteriormente, o tratamento aqui é entendido como “o fato de o candidato da oposição ganhar as eleições de 2004 para prefeito, em detrimento do candidato da situação, e em disputa direta contra ele”.

Optou-se por definir o candidato da situação de modo abrangente como sendo o candidato da coligação, em 2004, que continha o partido do prefeito eleito em 2000. Assim, não se considerou necessário que o prefeito eleito em 2000 concorresse ele próprio à reeleição em 2004, nem mesmo que seu partido encabeçasse a disputa, mas apenas que ele pertencesse a uma das coligações dos candidatos que terminaram a eleição de 2004 em primeiro ou em segundo lugar. Esse requisito de colocação se estabeleceu para que ficasse caracterizada a disputa direta entre os candidatos. Por fim, o candidato da oposição foi definido simplesmente como aquele que não pertencia à coligação da situação<sup>15</sup>.

Assim, o indicador de tratamento passa a ser dado pela regra:

---

<sup>15</sup> Desse modo, se a coligação de situação terminou as eleições de 2004 em primeiro lugar, então a coligação da oposição era aquela que terminou em segundo lugar, e vice-versa. Por fim, caso o partido do prefeito eleito em 2000 não tivesse disputado as eleições em 2004, ou caso sua coligação tivesse terminado o pleito abaixo da segunda colocação, não se caracterizou a disputa direta entre o candidato da situação e o da oposição, e os municípios em que isso ocorreu não foram aproveitados na análise.

$$\text{TRAT}_{\text{oposição}} = \begin{cases} 0, \text{ caso o 1o. colocado seja candidato da situação} \\ 1, \text{ caso o 2o. colocado seja candidato da situação} \\ \text{missing, em todos os demais casos} \end{cases} \quad (12)$$

Finalmente, a diferença percentual de votos entre o candidato da oposição e o da situação, número entre  $-1$  e  $1$  (sendo negativo quando a coligação de situação ganhou as eleições, e positivo caso contrário) é dada pela equação:

$$\Delta\% \text{Votos}_{\text{situação}}^{\text{oposição}} = (2 \cdot \text{TRAT}_{\text{oposição}} - 1) \cdot \Delta\% \text{Votos}_{20.}^{10.} \quad (13)$$

Ou alternativamente, em concordância com as definições dadas até aqui:

$$\Delta\% \text{Votos}_{\text{situação}}^{\text{oposição}} = \frac{\text{Votos}_{\text{situação}}^{\text{oposição}} - \text{Votos}_{\text{situação}}^{\text{situação}}}{\text{Votos}_{\text{município}}} \quad (14)$$

Convém notar que os dados de partido e coligação foram obtidos a partir das bases de Candidatos de 2000 e de 2004. A primeira base foi empregada para a definição dos partidos eleitos em 2000, a partir da seleção de registros para o cargo de 'PREFEITO' e situação de totalização do turno 'ELEITO'. Ela foi cruzada com a base de votação de 2004 pela chave de município. Já a segunda base foi utilizada para se agregar a informação de coligação<sup>16</sup> a cada candidato em 2004, e foi cruzada com a base de votação pela chave de município e número sequencial do candidato. A busca do partido eleito em 2000 dentro das coligações de 2004 é que permitiu a definição de quem era o candidato da situação e a consequente criação da variável de tratamento conforme a equação (12), tendo em vista ainda a colocação dos candidatos no pleito de 2004, estabelecida anteriormente.

A Tabela 2 a seguir traz estatísticas descrevendo a distribuição das variáveis de diferença percentual de votos recém-discutidas. Elas são condizentes com a variável

---

<sup>16</sup> Entenda-se por informação de coligação nas bases do TSE como a lista de partidos de uma dada coalisão. Nos casos de partidos concorrendo isoladamente às eleições, considerou-se que esse único partido compunha uma coligação.

de tratamento, que assume o valor 0 para 2079 municípios da base; 1 para 1805 municípios; e *missing* para 1511 municípios<sup>17</sup>.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas para as variáveis de diferença percentual de votos

Estatística	Variável: diferença percentual de votos entre o 1o. e o 2o. colocado nas eleições para prefeito em 2004	Variável: diferença percentual de votos entre o candidato da oposição e o da situação nas eleições para prefeito em 2004
Número total de observações	5 395	5 395
Número de obs. não- <i>missing</i>	5 395	3 884
Número de obs. <i>missing</i>	0	1 511
Média	0,141	-0,028
Desvio-padrão	0,133	0,191
Mínimo	0,000	-0,968
1º percentil	0,002	-0,612
5º percentil	0,009	-0,370
10º percentil	0,019	-0,260
25º percentil	0,047	-0,123
Mediana	0,103	-0,014
75º percentil	0,191	0,084
90º percentil	0,314	0,185
95º percentil	0,403	0,252
99º percentil	0,650	0,432
Máximo	0,976	0,956

Fonte: TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL, 2014.

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

#### 4.2.2 Construção de variáveis acessórias

Com o objetivo de se criar covariadas e variáveis a serem utilizadas em testes de heterogeneidade dos resultados, empregaram-se as bases de Candidatos de 2000 e

<sup>17</sup> Existiam apenas 5395 registros na base de diferença percentual de votos e variável de tratamento – e não 5562 – porque se partiu das bases do TSE, com 5518 registros de prefeitos eleitos em 2004, e porque, destes, 123 foram os únicos a receber votos válidos em seus municípios. Apenas os municípios em que ao menos dois candidatos receberam votos eram elegíveis ao presente estudo.

2004 para seleção de registros do cargo 'VEREADOR' com situação de totalização do turno 'ELEITO', 'ELEITO POR MÉDIA' ou 'MÉDIA'. Essas bases foram cruzadas pela chave de município com os dados previamente trabalhados (de que já se falou) para incorporação da informação de coligação da situação e da oposição.

A busca do partido de que cada vereador eleito era filiado em 2000 ou 2004 dentro das coligações de situação ou de oposição, seguida da consolidação dos dados por município levou à criação das variáveis, para ambos os pleitos, de número de vereadores eleitos, número de vereadores da situação e número de vereadores da oposição<sup>18</sup>. Por fim, a divisão das duas últimas quantidades pela primeira levou ao cálculo do percentual de vereadores da situação e do percentual de vereadores da oposição em cada ano, e para cada município<sup>19</sup>.

As variáveis de número de vereadores eleitos em 2000 e percentual de vereadores da situação em 2000, determinadas antes do resultado do pleito de 2004, foram empregadas como covariadas, e se encontram descritas na Tabela 5 do Apêndice A, na página 88. Já as variáveis de percentual de vereadores da situação e da oposição em 2004 foram combinadas após o cruzamento de todos os dados (conforme se verá na seção 4.4) tendo em vista a criação de variável que foi empregada na análise de heterogeneidade dos resultados.

Com o mesmo objetivo, construiu-se uma variável de percentual de renovação da câmara de vereadores em 2004, comparando-se os vereadores eleitos em cada município no ano de 2000 e no ano de 2004 por meio do número do título de eleitor de cada um deles. Assim, pôde-se contabilizar o número de vereadores eleitos em 2004 que não eram vereadores pelo mesmo município no mandato anterior e, dividindo-se esse número pelo total de vereadores eleitos em 2004, chegar à referida variável de percentual de renovação, cuja distribuição é mostrada na Tabela 6 do Apêndice A, na página 89.

---

<sup>18</sup> Cumpre observar que, independentemente de se tratar dos vereadores eleitos em 2000 ou 2004, a definição de coligação da situação permaneceu como sendo "a coligação nas eleições de 2004 que continha o partido do prefeito eleito em 2000", ao passo que a coligação de oposição era aquela em disputa direta com a primeira.

<sup>19</sup> Não era necessário que esses percentuais somassem 1, dado que poderia haver vereadores eleitos que não pertencessem a nenhuma das coligações definidas de situação ou de oposição.

Além disso, um indicador de candidato da situação incumbente foi criado ao se comparar o número do título de eleitor do candidato da situação em 2004 àquele do prefeito eleito em 2000. Dentre os 3884 municípios para os quais se definia a coligação de situação, em 1553 o candidato da situação era o prefeito eleito em 2000, o que não ocorreu nos 2331 municípios restantes.

Também para a análise de heterogeneidade ou de subpopulações, criou-se uma variável indicadora de que a coligação vitoriosa em 2004 continha o partido do governador eleito em 2002 (entendendo-se que, nesse caso, o prefeito eleito seria apoiado pelo mesmo). Para tanto buscou-se o partido do governador eleito em 2002 dentro da coligação do prefeito eleito em 2004, cruzando-se tais dados pela chave de unidade da federação. Dentre os 5395 municípios em que pelo menos 2 candidatos disputaram o cargo de prefeito em 2004, em 2461 deles o prefeito eleito era apoiado pelo governador, o que não ocorreu nos 2934 municípios restantes.

Finalmente, a base de Eleitorado referente ao ano de 2004 foi usada para determinação do número de eleitores em cada município. A partir desse dado, criou-se a variável indicadora dos municípios em que, nesse pleito, poderia haver segundo turno – eram aqueles, de acordo com a Constituição Federal, que possuíam mais de 200 mil eleitores (BRASIL, 1988). Do total de 5563 municípios da base, 68 figuraram nessa condição. Essa variável foi empregada para filtro do público das regressões, conforme se indicará oportunamente.

### **4.3 Dados do IBGE e do IPEA**

Com o intuito de se construir covariadas, foram extraídos dados de população e PIB dos municípios brasileiros do IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, por meio do SIDRA – Sistema IBGE de Recuperação Automática. A extração correspondeu a consultas *online* às Tabelas 21 e 202 do referido sistema (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2014a e 2014b).

A Tabela 7 no Apêndice A da página 90 traz estatísticas descritivas para as variáveis selecionadas de população segundo o censo de 2000 e de Produto Interno Bruto em 2003, ambos verificados anteriormente às eleições municipais de 2004.

Analogamente, para obtenção do Índice de Desenvolvimento Humano municipal, foi consultado o Atlas do Desenvolvimento Humano 2013, realizado pelo IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, sob o âmbito do PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2013). A Tabela 8 no Apêndice A da página 91 descreve o preenchimento da variável de IDH dos municípios brasileiros.

#### **4.4 Cruzamento dos dados e tratamentos adicionais**

As bases de variáveis construídas a partir dos dados do Interlegis, do TSE, do IBGE e do IPEA foram cruzadas pelo código de município (do TSE ou do IBGE, conforme a fonte), e da base resultante foram selecionados os registros de interesse para o presente estudo. Eram aqueles que atendiam simultaneamente aos seguintes critérios:

- a) tinham preenchimento *não-missing* para a variável de número de projetos apresentados pelo prefeito em 2005 ou para a variável indicadora de aprovação irrestrita do prefeito no mesmo ano – já considerados os tratamentos de *outliers* indicados na seção 4.1;
- b) tinham preenchimento *não-missing* para a variável de tratamento, ou seja, referiam-se a cidades em que houve disputa direta pelo primeiro lugar nas eleições para prefeito em 2004 entre a coligação da situação e uma coligação de oposição, com dados de votação disponíveis para ambas;
- c) correspondiam a municípios com até 200 mil eleitores, ou seja, municípios em que a ocorrência de segundo turno estava descartada desde o início da disputa

eleitoral em 2004. Esse filtro foi incorporado por se considerar que as cidades em que poderia haver segundo turno possuíam uma dinâmica eleitoral particular, diferente daquela da maioria restante das cidades. Não se desejava que essa dinâmica repercutisse nas análises de modo não-controlado.

Os registros resultantes dessa seleção contavam em número de 3232, sendo que para todos eles a variável resposta de número de projetos apresentados estava preenchida, ao passo que a variável resposta indicadora de aprovação continha 181 *missings*.

Conforme comentado na seção 4.2.2, as variáveis de percentual de vereadores da situação e da oposição em 2004 foram combinadas à variável de tratamento (que indica, em última instância, se foi a situação ou a oposição a ganhar a eleição) para criação de uma variável de percentual de vereadores aliados ao prefeito efetivamente eleito em 2004 (ou da coligação vencedora em 2004), de acordo com a equação:

$$\%Ver_{aliad, 2004} = \%Ver_{opos, 2004} \cdot TRAT_{opos} + \%Ver_{sit, 2004} \cdot (1 - TRAT_{opos}) \quad (15)$$

A variável de percentual de vereadores aliados em 2004 tem suas estatísticas descritivas expostas na Tabela 6 do Apêndice A, na página 89.

Adicionalmente, foi criada a variável de PIB per capita em 2003, resultado da divisão do PIB municipal em valores correntes em 2003 pela população do município segundo o censo de 2000.

Finalmente, as variáveis de população e de PIB per capita foram tratadas para *outliers*, substituindo-se os valores extremos pelos valores das mesmas variáveis nos 1º e 99º percentis, medidos dentro da seleção de análise<sup>20</sup>. A Tabela 9 do Apêndice A, na página 92, traz a distribuição das variáveis na amostra referida e anteriormente ao tratamento.

---

<sup>20</sup> Esse tratamento de limitação dos valores de cada variável ao 1º percentil (inferiormente) e ao 99º percentil (superiormente) foi preferido em detrimento da possibilidade de eliminação dos registros, justamente para que a amostra selecionada para a análise não fosse alterada.



#### **4.5 Discussão das escolhas de seleção e corte dos dados**

Discutem-se na presente seção as escolhas concernentes à definição do tratamento e à seleção das variáveis resposta, e se busca confrontar tais opções com suas alternativas mais importantes.

Conforme a seção 4.2.1, definiu-se o candidato da situação como sendo aquele pertencente à coligação que contivesse o partido até então no poder. Alternativamente, uma definição mais restrita levaria em conta não a coligação do candidato, mas exclusivamente seu partido: seria situação apenas o candidato do partido no poder. Essa visão alternativa, porém, não contemplaria o fato de que a dinâmica política é marcada por associações e acordos partidários em busca de poder e governabilidade – tendo em vista ainda o grau elevado do multipartidarismo brasileiro (KERBAUY, 2008). Além disso, esse estreitamento teria por consequência a redução do tamanho da amostra de análise: em um número menor de municípios o candidato da situação, em conceito revisado, teria ficado em primeiro ou segundo lugar na disputa pelo poder executivo em 2004. Tal redução seria particularmente nociva dada a já significativa variabilidade dos dados, conforme se notará ao longo da seção Resultados.

Indo além, o presente estudo poderia ter se restringido à análise ‘personificada’ da incumbência, confrontando apenas prefeitos candidatos à reeleição a seus desafiantes. Nesse caso, a redução da amostra disponível para análise seria ainda mais importante. De outro lado, entende-se a incumbência como um problema distinto do que se examinou aqui: o principal objeto de estudo do presente trabalho foi a alternância ou permanência no poder de grupos políticos, num sentido amplo. Não obstante, aproveitou-se a definição de incumbência em uma análise complementar, de heterogeneidade dos resultados mais gerais, e com vistas a enriquecer as conclusões obtidas.

No que tange à escolha das variáveis resposta, fica claro que o presente trabalho toma a produção legislativa como elemento importante da dinâmica política do município. Implicitamente, admite-se que uma maior produção é do interesse dos munícipes – o que deve ocorrer se os projetos apresentados e aprovados forem, em média, benéficos para a população, ou seja, contribuirão para o aumento do bem-estar social, no sentido econômico do termo. Por uma questão de escopo, não são discutidas aqui questões relativas à eficiência legislativa.

Por fim, a escolha da variável indicadora de aprovação irrestrita do prefeito – e não de uma variável de taxa de aprovação (razão entre o número de projetos aprovados e apresentados) – está ligada à distribuição que essa variável alternativa assumiria: para o presente conjunto de dados, ela seria assimétrica, concentrada nos valores próximos a 1. De fato, basta ver o percentual de municípios que cairiam no extremo da distribuição: 56,7%, ou 2482 das 4381 observações para as quais a variável de taxa assumiria valor não-*missing*, considerando-se as primitivas tratadas para *outliers*. Não por acaso, a correlação entre tais variáveis primitivas, de número de projetos apresentados e aprovados, era 96,4%.

## 5 RESULTADOS

Apresentam-se nesta seção os resultados obtidos, e faz-se uso de subseções para marcar as etapas sucessivas do processo de análise. Primeiramente, comenta-se o estudo da largura de banda para as análise gráfica e estimações. Em seguida, descreve-se a análise gráfica de variáveis respostas e discute-se a estimação do efeito do tratamento (ou seja, da eleição do candidato da oposição) sobre as respostas, nas subseções 5.2 e 5.3, respectivamente. Na subseção 5.4 insere-se a análise de covariadas, ao passo que na subseção 5.5 é apresentada uma análise de heterogeneidade dos resultados face à divisão da amostra em subpopulações. Finalmente, a última subseção serve ao debate e interpretação desses resultados.

### 5.1 Definição da largura de banda para análise gráfica e regressões

Conforme discutido na seção 3.1.3, na página 22, uma metodologia amplamente empregada para a definição da largura de banda passa pelo cálculo de uma função de *cross-validação* – dada pela equação (9) – a que se segue a determinação do valor de  $h$  que a minimize.

Procedendo-se a tal método, funções de *cross-validação* foram calculadas para cada uma das variáveis resposta, e com base em regressões de primeira ordem e de ordem zero<sup>21</sup>. Cumpre lembrar que o propósito de tais regressões era obter estimações do valor das variáveis resposta para observações situadas entre as medianas das porções negativa e positiva da *running variable*<sup>22</sup>, com base em

---

<sup>21</sup> Conforme se viu na seção Metodologia, o uso de regressões de primeira ordem e de ordem zero compõem, respectivamente, os procedimentos de *cross-validação* para determinação da largura de banda para: 1) a estimação do efeito do tratamento por regressões lineares locais; e 2) a análise gráfica das variáveis.

<sup>22</sup> Portanto, das 3232 observações disponíveis para a variável de número de projetos apresentados pelo prefeito, 1616 foram utilizadas no procedimento de *cross-validação* (aquelas para as quais a diferença percentual de votos entre oposição e situação valia entre  $-0,111$  e  $0,091$ ). Já para a variável indicadora de aprovação irrestrita do prefeito, com 3051 observações disponíveis, 1526 foram aproveitadas no procedimento de *cross-validação*, com valor da *running variable* situado no intervalo  $[-0,113; 0,092]$ .

observações vizinhas até o limite de uma dada largura de banda, parâmetro elementar da função de *cross-validação*.

Para construção gráfica dessa função – que, ainda como explicitado na equação (9), corresponde ao erro quadrático médio das referidas estimações –, determinou-se seu valor para várias larguras de banda  $h$ , variando de 0,001 a 0,5. O resultado é mostrado no Gráfico 1 a seguir, ao passo que dados numéricos completos são reportados nas Tabela 10 e Tabela 11, nas páginas 93 e 95 do Apêndice B.

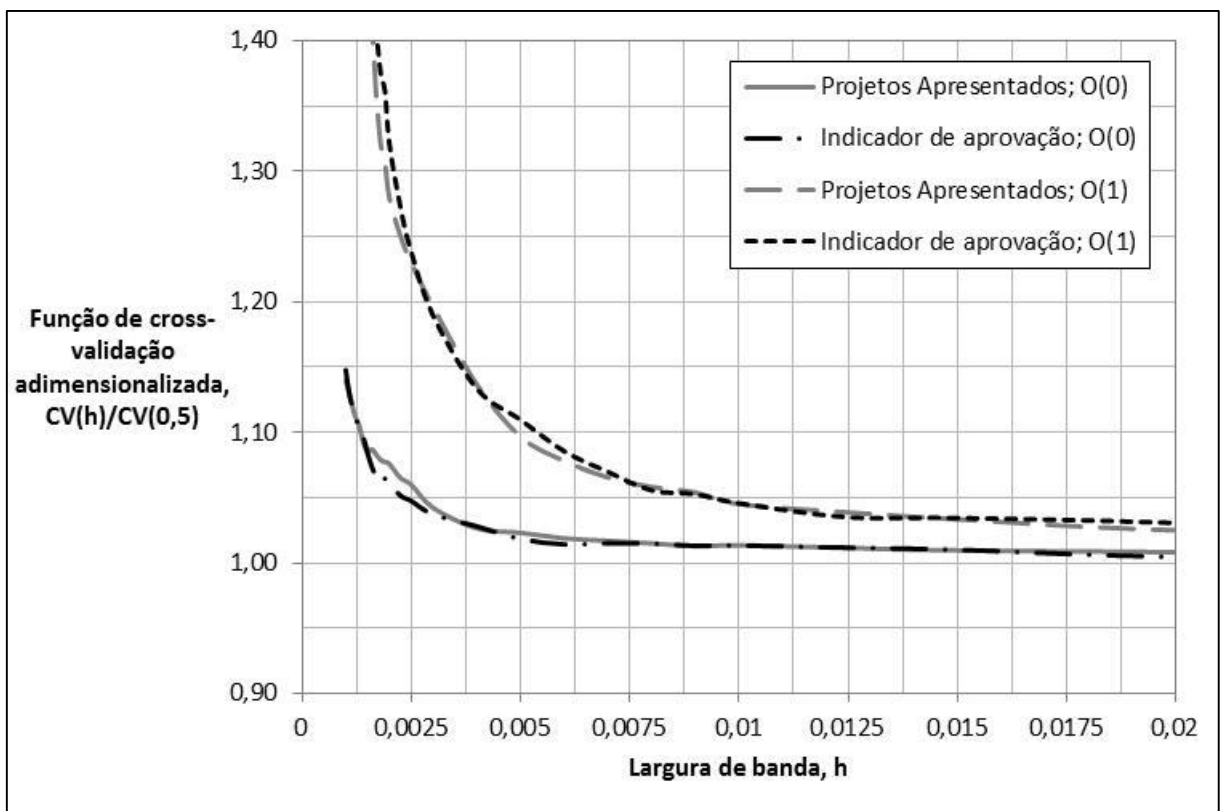


Gráfico 1 – Função de *cross-validação* adimensionalizada.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Conforme indicado na legenda interna ao gráfico, apresentam-se as funções de *cross-validação* para as variáveis resposta número de projetos apresentados pelo prefeito; e indicador de aprovação irrestrita do prefeito, com base em regressões de ordem zero e de primeira ordem – designadas, respectivamente, por  $O(0)$  e  $O(1)$ . Cada função de *cross-validação* é adimensionalizada pelo seu valor em  $h = 0,5$ , e o gráfico é limitado a  $h = 0,02$  para fins de clareza, ao passo que os dados completos encontram-se nas tabelas do Apêndice B.

As funções de *cross-validação* apresentadas no Gráfico 1 têm comportamento distinto daquelas que são usualmente encontradas na literatura, pois não apresentam um ponto de mínimo claro. Ao contrário, elas parecem diminuir indefinidamente.

Tendo em vista que esse procedimento de *cross-validação* se traduz na otimização da largura de banda frente aos atributos de precisão (que implica bandas maiores, no contexto do RDD) e acurácia (que implica bandas menores), pode-se argumentar que o comportamento das curvas aponta para a pouca importância do viés face à precisão para o conjunto de dados em estudo. A medida de erro sempre diminui ao se acrescentarem mais pontos às estimações, o que está em consonância com a grande variabilidade que se observará nos dados, quando da apresentação da análise gráfica na seção 5.2.

Interpretação correlata é a de que as variáveis resposta não tenham relação bem definida com a *running variable*, o que é sem prejuízo de saltos que venham a ser observados no ponto de corte. Essa análise é corroborada pelo fato de que as funções de *cross-validação* de primeira ordem assumem valores maiores do que as funções de ordem zero<sup>23</sup>, para bandas até  $h = 0,02$ : ou seja, é mais eficiente estimar o valor das respostas num ponto a partir da média dos pontos adjacentes do que efetuar uma regressão linear para tal.

Dados esses resultados, optou-se por limitar inferiormente as larguras de banda para análise gráfica a  $h = 0,00125$  (para a qual a função de *cross-validação* de ordem zero assume valor cerca de 11% maior que o valor em  $h = 0,5$ , para ambas as respostas) e para regressões lineares locais a  $h = 0,0025$  (para o qual a função de *cross-validação* de primeira ordem assume valor cerca de 24% maior que o valor em  $h = 0,5$ ). A presente análise não permite estabelecer um limite superior sem incorrer em certo grau de discricionariedade<sup>24</sup>.

---

<sup>23</sup> A comparação direta entre as funções de ordens diferentes (mas para uma mesma variável resposta) é possível porque os valores das mesmas para  $h = 0,5$ , empregados na adimensionalização independente de cada uma delas, são similares, conforme listados nas tabelas do Apêndice B.

<sup>24</sup> O fato de não se definir, neste ponto, um valor ótimo para a largura de banda não invalida nem enfraquece as análises que se seguirão. Na estimação do efeito do tratamento, por exemplo, várias larguras de banda serão empregadas, de modo a se verificar a robustez dos resultados frente à escolha desse parâmetro.

### 5.1.1 Métodos alternativos de definição da largura de banda

Lee e Lemieux (2010) descreveram procedimentos adicionais para a definição de larguras de banda para análise gráfica, que os autores denominaram *bin test* e *regression test*.

O primeiro deles corresponde a se confrontar a regressão da variável resposta em *dummies* indicadoras de faixas (ou *bins*) de determinada largura da *running variable* contra um modelo em que essa largura seja dividida pela metade (ou seja, em que se dobre o número de faixas). Como o primeiro modelo está aninhado no segundo, um teste-F pode ser usado para se determinar se o modelo mais refinado é significativamente mais informativo que o primeiro e, caso não seja, demonstrar que não há necessidade de se recorrer ao refinamento da faixa original para melhor descrever os dados.

Já o segundo teste consiste em confrontar a mesma regressão original descrita no parágrafo anterior contra a inclusão de *dummies* interagidas com a própria *running variable* (ou seja, termos locais de primeira ordem). Caso se demonstre que as *dummies* interagidas não são estatisticamente significantes na descrição da resposta, pode-se argumentar que não há grande variabilidade dos dados dentro de cada faixa de largura definida (ou seja, que a média é suficiente para descrever os dados dentro da faixa).

Ambos os testes foram efetuados para o conjunto de dados em análise, e para ambas as variáveis resposta. Os resultados, em termos do p-valor associado a cada um deles, são demonstrados na Tabela 3 a seguir. Vê-se que os testes não indicam ganhos para a descrição de nenhuma das variáveis com o refinamento das bandas de análise a partir de larguras inferiores a 0,008. Esse valor foi definido como limite superior da largura de banda na análise gráfica.

Tabela 3 – P-valores dos *bin* e *regression tests* para definição de largura de banda para análise gráfica

Largura de banda	P-valor associado ao <i>bin test</i> para a variável de projetos apresentados	P-valor associado ao <i>regression test</i> para a variável de projetos apresentados	P-valor associado ao <i>bin test</i> para a variável de indicador de aprovação	P-valor associado ao <i>regression test</i> para a variável de indicador de aprovação
0,040000	0,992	0,875	0,2274	0,314
0,020000	0,105	0,100 *	0,4713	0,326
0,013333	0,515	0,880	0,0142 **	0,299
0,010000	0,355	0,250	0,1453	0,055 *
0,008000	0,839	0,569	0,1902	0,295
0,006667	0,748	0,737	0,6992	0,520
0,005000	0,896	0,973	0,4708	0,327
0,004000	0,152	0,165	0,2773	0,465
0,003125	-	0,169	-	0,593

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A tabela indica os p-valores associados aos testes propostos por Lee e Lemieux (2010). Quando os resultados são significativos (o que é indicado por \*, para o nível de 10% e \*\*, para o nível de 5%), argumenta-se que o refinamento (ou seja, a diminuição) da largura de banda especificada traz ganhos para a descrição dos dados, e deve, portanto, ser considerado.

Adicionalmente, o emprego do software desenvolvido por Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014a) para geração de resultados complementares (e que servissem de base de comparação aos do presente estudo) levou a novas definições da largura de banda para as regressões de estimação do efeito do tratamento sobre as respostas – o que será discutido em conjunto com essa matéria, oportunamente na seção 5.3.

## 5.2 Análise gráfica das variáveis resposta

Em conformidade com a metodologia apresentada na seção 3.1.2 para a análise gráfica, foram construídos gráficos da média das variáveis resposta em cada faixa

definida pela largura  $h = 0,008^{25}$ . Nesses mesmos gráficos, para completude da descrição, é apresentado o histograma das observações.

O Gráfico 2 a seguir retrata o comportamento da variável de número de projetos apresentados, entre os limites de  $-20\%$  e  $+20\%$  de diferença percentual de votos<sup>26</sup>. Logo adiante, no Gráfico 3, esses limites são estreitados para  $-5,6\%$  e  $+5,6\%$ , para que a análise se detenha em região mais próxima do corte da *running variable*.

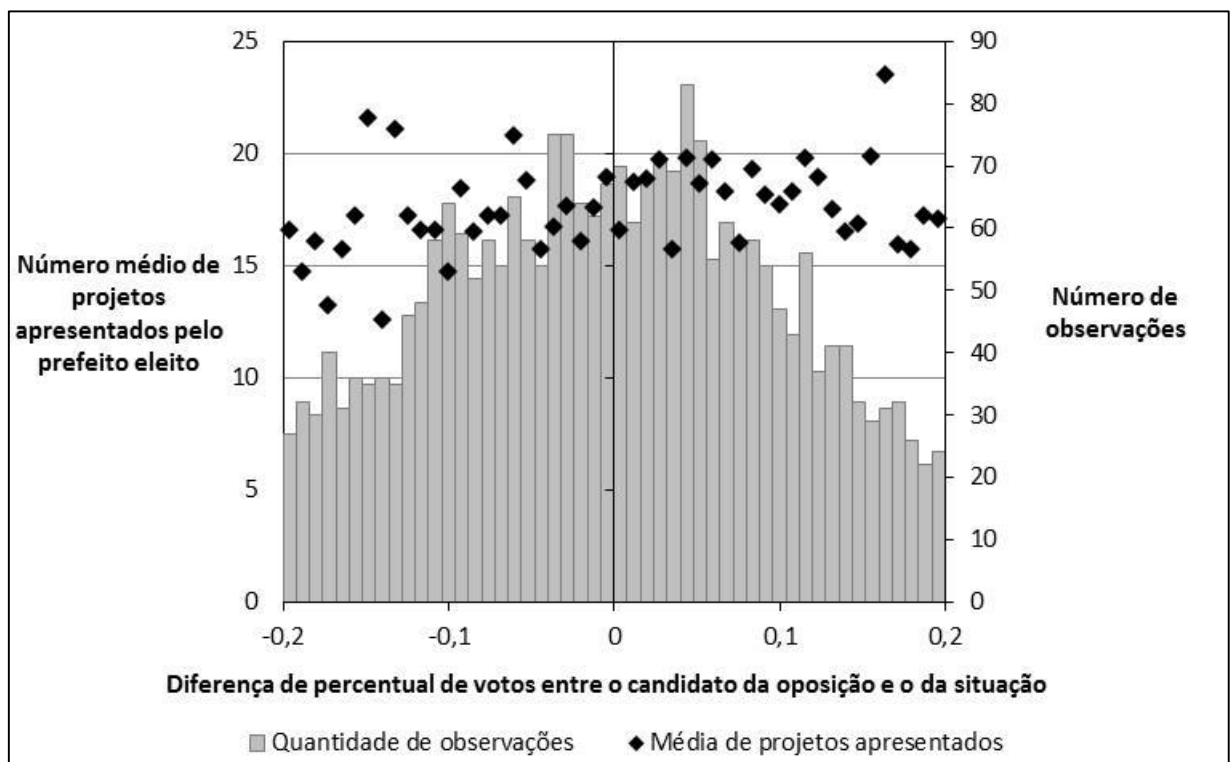


Gráfico 2 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre  $-20\%$  e  $+20\%$ .

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos representam a média da variável resposta, mensurada no eixo à esquerda, contra o ponto médio da faixa de largura  $h = 0,008$  (ou  $0,8\%$ ). As barras representam o número de observações em cada faixa, mensurado no eixo à direita.

<sup>25</sup> A largura de banda  $0,008$  representa, neste contexto, uma diferença de votos entre oposição e situação de  $0,8$  pontos percentuais.

<sup>26</sup> Para além desses limites, escasseiam-se as observações, e, além disso, o interesse do estudo está voltado para o comportamento das variáveis na proximidade do corte, de tal modo que a representação completa dos dados nesta análise seria pouco informativa.



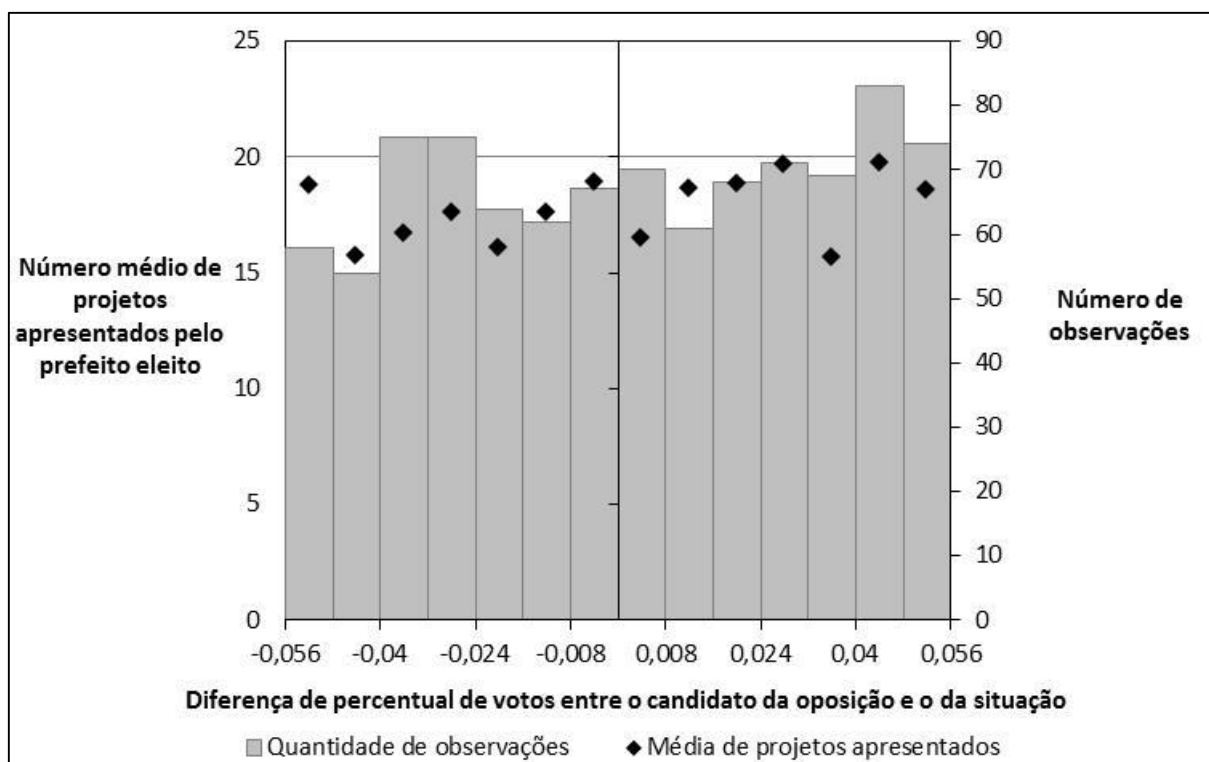


Gráfico 3 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre -5,6% e +5,6%.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos representam a média da variável resposta, mensurada no eixo à esquerda, contra o ponto médio da faixa de largura  $h = 0,008$  (ou 0,8%). As barras representam o número de observações em cada faixa, mensurado no eixo à direita.

A observação do primeiro gráfico permite uma inspeção visual da variabilidade dos dados e da baixa relação da resposta com a *running variable*, sobre o que já se argumentava na seção 5.1, a partir dos resultados de *cross-validação*.

O exame do segundo gráfico, por sua vez, põe em evidência a existência de um pequeno salto da variável resposta no ponto de corte. De fato, tem-se o número médio de projetos apresentados pelo prefeito ligeiramente maior à esquerda do corte (ou seja, para municípios em que houve vitória da situação por uma pequena margem de votos) do que à direita (para municípios em que a oposição foi eleita). Entretanto, cumpre notar que saltos de dimensões análogas são observados em outros pontos da *running variable*, de tal modo que a análise gráfica por si só não pode ser conclusiva para apreciação do efeito do tratamento sobre a resposta.

No que diz respeito à densidade das observações conforme a margem de votos, pode-se afirmar que não se notam descontinuidades significativas da mesma – e em

particular no ponto de corte – o que corrobora a tese de que não há manipulação precisa da *running variable* por parte dos agentes (candidatos ou eleitores)<sup>27</sup>. De modo a complementar-se esta constatação, o Gráfico 4 a seguir traz apenas a distribuição das observações para a variável resposta de projetos apresentados pelo prefeito ao longo de todo o espectro da margem de votos (ou seja, de -100% a +100%), com uma largura de banda aumentada para 0,04 ou 4%.

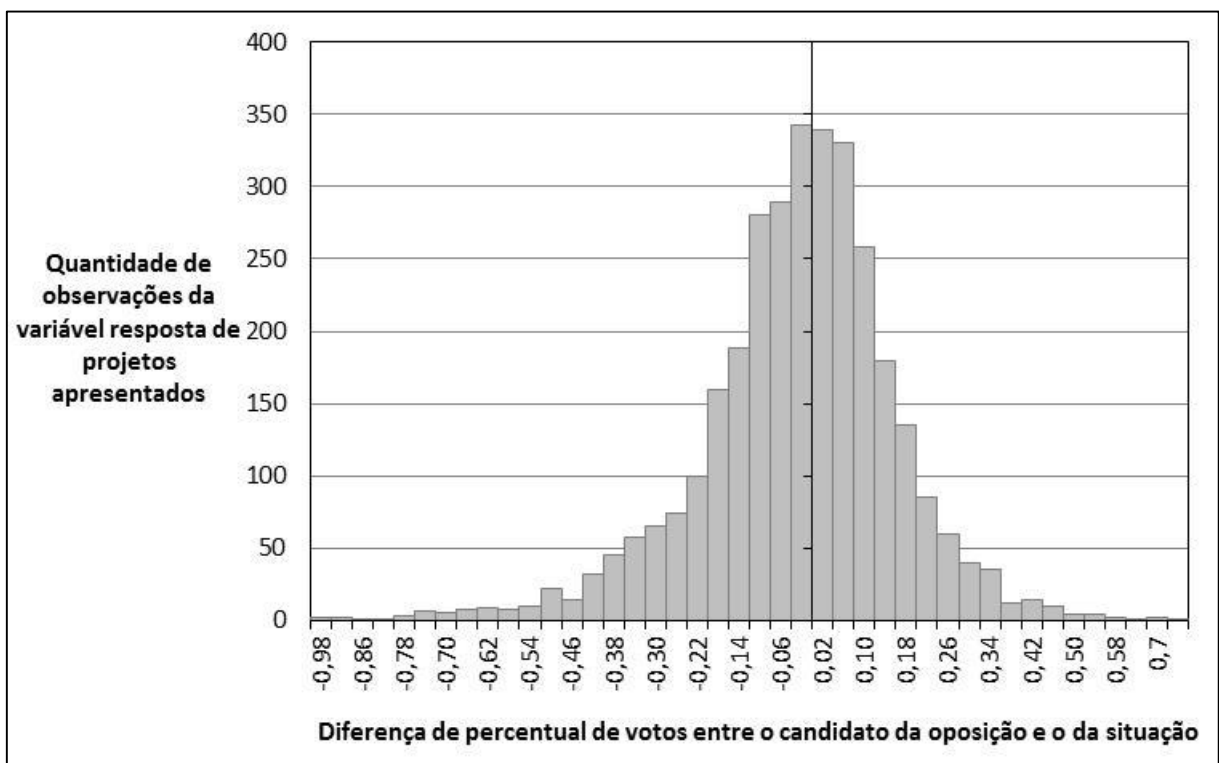


Gráfico 4 – Número de observações da variável resposta de projetos apresentados pelo prefeito por faixa da margem de votos.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A largura de banda empregada nesta representação é de 0,04 (ou 4%).

Em conclusão a esta análise gráfica, o Gráfico 5 a seguir demonstra a média da variável resposta indicadora de aprovação irrestrita do prefeito, para o intervalo mais limitado da margem de votos. O salto da resposta no corte parece relativamente menor, mas indicaria uma aprovação maior do prefeito eleito pela oposição. Novamente, a variabilidade dos dados é alta, e as estimações deverão ser analisadas antes que se chegue a uma conclusão a respeito do efeito do tratamento sobre a resposta.

<sup>27</sup> Tal manipulação, em existindo, poderia invalidar a aplicação da metodologia de regressão descontínua para este conjunto de dados, conforme explicitado na seção 3.

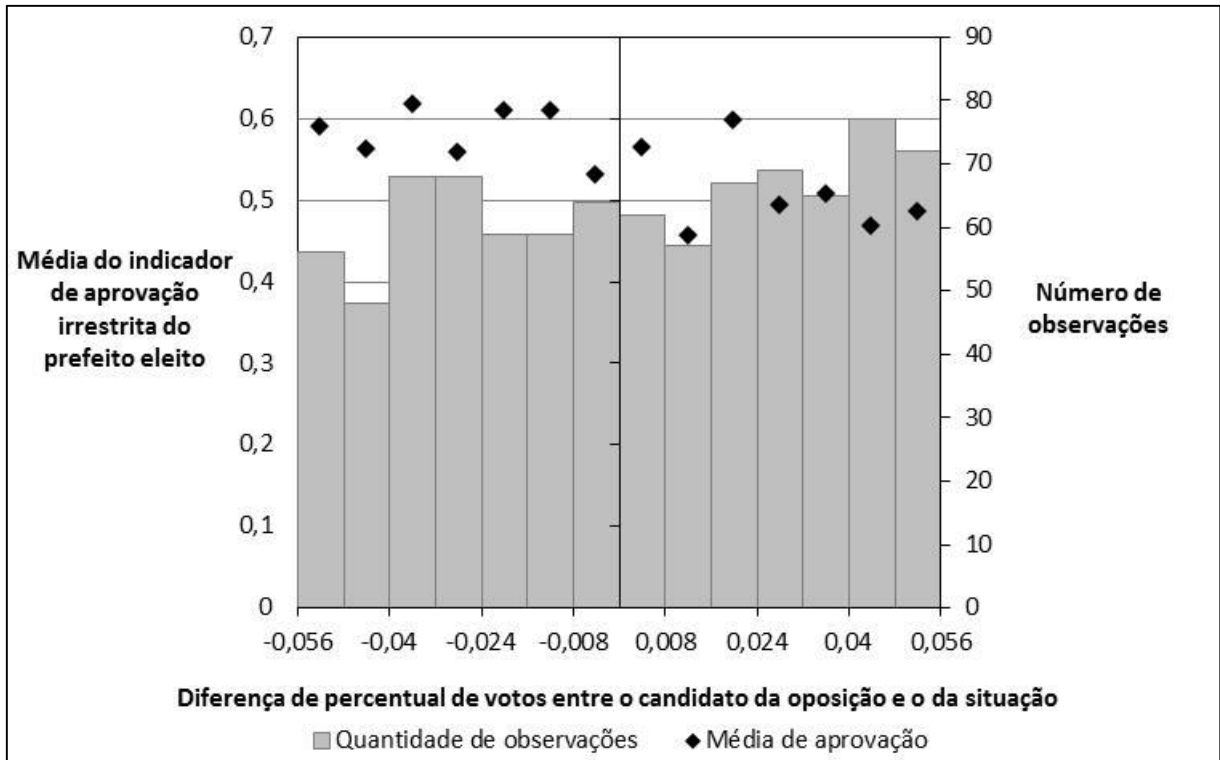


Gráfico 5 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre -5,6% e +5,6%.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos representam a média da variável resposta, mensurada no eixo à esquerda, contra o ponto médio da faixa de largura  $h = 0,008$  (ou 0,8%). As barras representam o número de observações em cada faixa, mensurado no eixo à direita.

Adicionalmente, no Apêndice C da página 97, apresentam-se o Gráfico 34, da média da variável resposta indicadora de aprovação examinada entre os limites expandidos de -20% e 20% de margem de votos da oposição, bem como o Gráfico 35, da distribuição de observações dessa mesma variável, ao longo de todo o espectro<sup>28</sup>.

### 5.3 Estimação

A estimação segundo a metodologia indicada na seção 3.1.1 pode ser traduzida no ajuste dos dados ao modelo com a especificação dada a seguir:

$$Y_i = \alpha + \tau \cdot W_i + \beta_1 \cdot X_i + \gamma_1 \cdot X_i \cdot W_i + u_i, \text{ para } X_i \in [-h, h] \quad (16)$$

<sup>28</sup> Vale lembrar que o número de observações não é o mesmo para as duas variáveis resposta, e por isso os gráficos de distribuição são, a rigor, diferentes – ainda que qualitativamente similares.

em que  $Y$  é a variável resposta,  $W$  é a variável indicadora do tratamento,  $X$  é a *running variable*,  $u$  é o termo de erro, e  $h$  é a largura da banda selecionada para a estimação. Aqui, já se considera que o ponto de corte do tratamento, no presente caso, dá-se em  $c = 0$ .

Além dessa especificação linear, a especificação quadrática também foi testada no presente trabalho, conforme:

$$Y_i = \alpha + \tau \cdot W_i + \beta_1 \cdot X_i + \gamma_1 \cdot X_i \cdot W_i + \beta_2 \cdot X_i^2 + \gamma_2 \cdot X_i^2 \cdot W_i + u_i \quad (17)$$

Com o objetivo de se obter várias estimativas para o efeito do tratamento sobre as respostas, sintetizado no parâmetro  $\tau$ , os modelos de especificação dada pelas equações (16) e (17) foram estimados para ambas as variáveis resposta e com larguras de banda variando entre  $h = 0,5$  e  $h = 0,0025$ .

Os resultados que serão apresentados e discutidos graficamente a seguir se encontram relatados na Tabela 12 do Apêndice D da página 98.

O Gráfico 6 e o Gráfico 7 a seguir demonstram os resultados das estimações para o efeito da vitória do candidato da oposição sobre o número de projetos apresentados pelo prefeito no ano seguinte à eleição, segundo as especificações linear e quadrática. Esses resultados foram separados para larguras de banda maiores e menores que  $h = 0,1$  para melhor visualização dos mesmos.

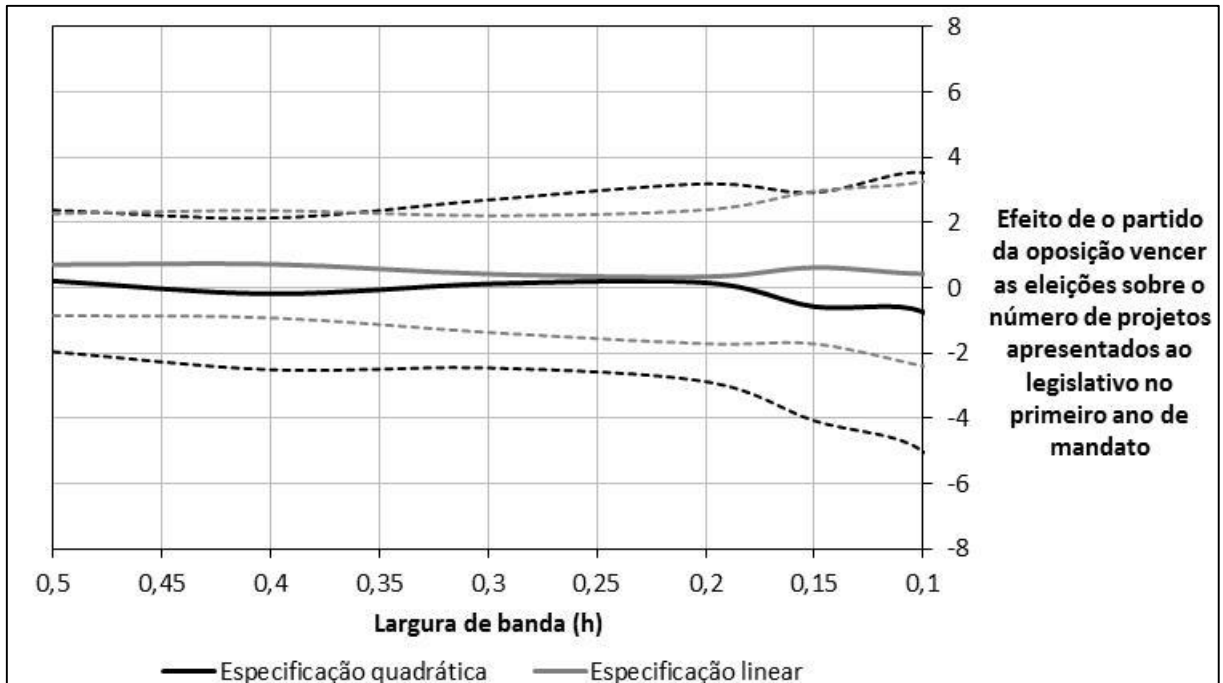


Gráfico 6 – Efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados, conforme estimativa em bandas maiores, de largura variando entre 0,1 a 0,5.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores cinza e preta são usadas para os resultados das especificações linear e quadrática, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos.

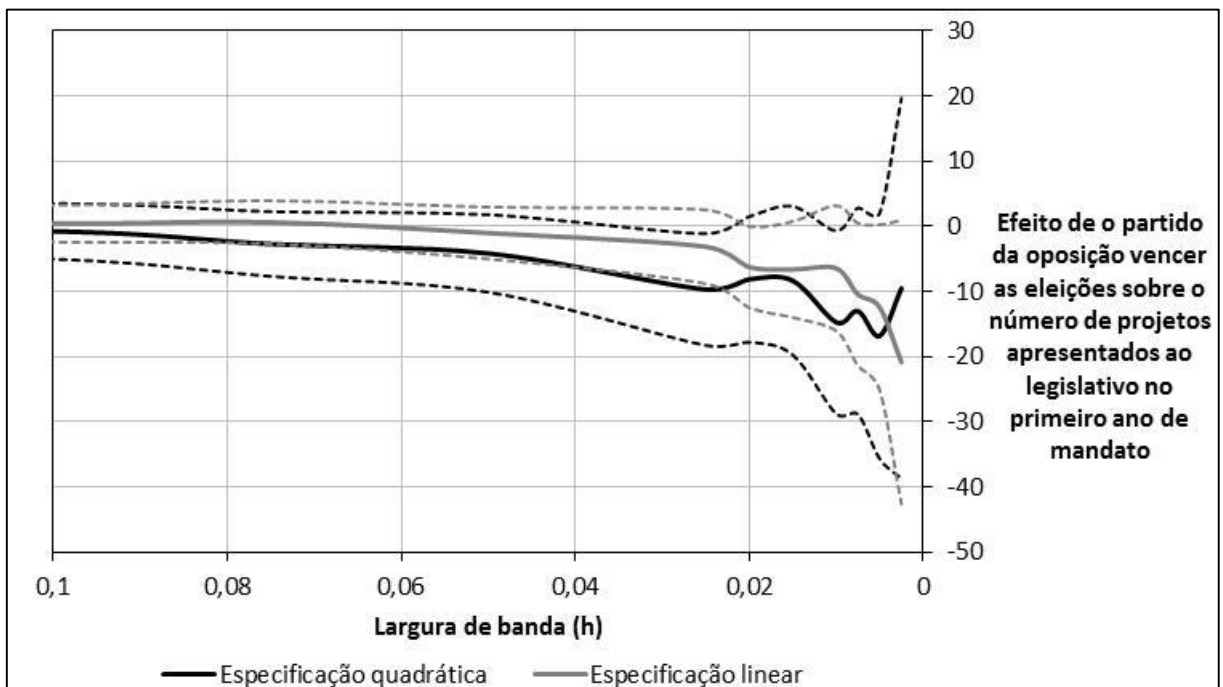


Gráfico 7 – Efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados, conforme estimativa em bandas menores, de largura variando entre 0,025 a 0,1.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores cinza e preta são usadas para os resultados das especificações linear e quadrática, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos.

Conforme se observa, para as maiores larguras de banda, o efeito do tratamento é indistinguível de zero, de modo que se poderia afirmar, com base apenas nessas estimações, que a vitória do candidato da oposição (em detrimento do candidato da situação) não afeta o número de projetos apresentados pelo prefeito no ano seguinte.

Por outro lado, para as bandas menores já é possível encontrar resultados, com significância moderada, em que a eleição da oposição leva a uma apresentação de projetos menor no ano seguinte, o que se concluiria tanto pela especificação linear quanto pela quadrática. Esse resultado é qualitativamente congruente com a análise gráfica (particularmente, com o Gráfico 3). Frente aos resultados obtidos para bandas maiores, ele adquire relevância ao se considerar o argumento de aleatoriedade local inerente à formulação do RDD: são os elementos mais próximos do corte que devem preponderar para a estimação do efeito do tratamento, e esse objetivo é mais prontamente atingido com as estimações sobre bandas mais estreitas.

Adicionalmente, os resultados da especificação quadrática foram atualizados ao se estimar o intervalo de confiança baseado em erros robustos, segundo recomendado por autores como Imbens e Lemieux (2008) e Lee e Lemieux (2010). Conforme se demonstra no Gráfico 8 a seguir, essa alteração teve por efeito a redução dos intervalos de confiança para as menores bandas. Para uma análise mais consistente (conservadora), optou-se por focar as discussões anteriores e subsequentes sobre os primeiros resultados.

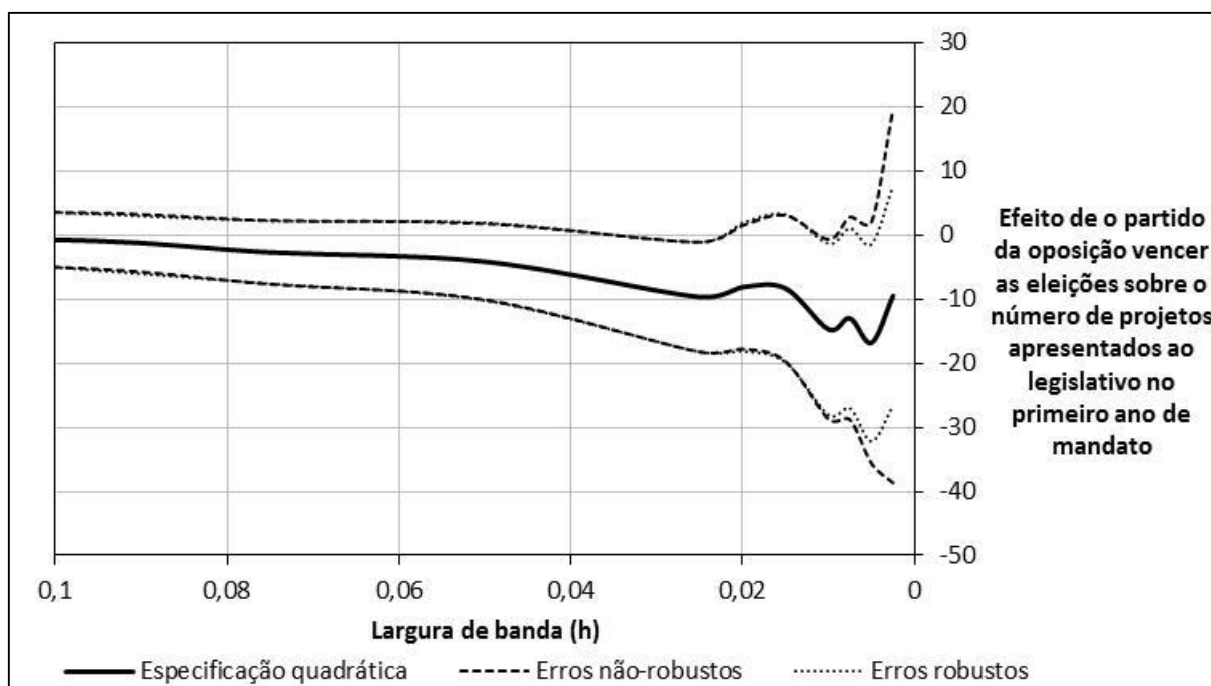


Gráfico 8 – Comparação dos intervalos de confiança da estimação quadrática para a resposta de número de projetos, conforme sejam escolhidos erros robustos ou não.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As linhas pontilhadas e as linhas tracejadas delimitam os intervalos de confiança de 95% definidos por erros robustos e não-robustos, respectivamente.

No que diz respeito ao efeito do tratamento sobre a variável resposta indicadora de aprovação irrestrita, os resultados encontrados são também indistinguíveis de zero para a maioria das especificações em bandas mais largas, como demonstrado no Gráfico 9 a seguir. Por outro lado, as análises com bandas mais estreitas, apresentadas no Gráfico 10, revelam resultados que apontam para um efeito positivo da eleição do candidato da oposição sobre a aprovação das propostas do prefeito no ano subsequente, conclusão que é melhor reforçada pela especificação linear do que pela quadrática. Por fim, cumpre observar que a inferência baseada em erros robustos também levou a intervalos de confiança menores para essa variável resposta, conforme o Gráfico 11.

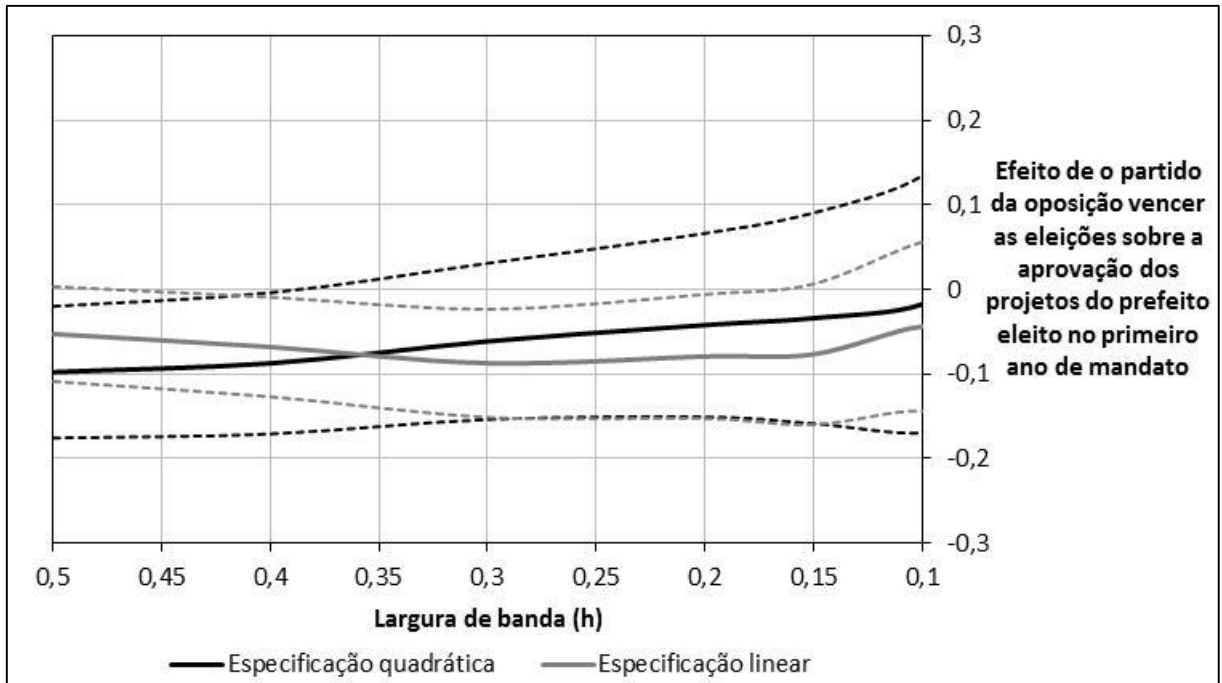


Gráfico 9 – Efeito do tratamento sobre a aprovação irrestrita do prefeito, conforme estimação em bandas maiores, de largura variando entre 0,1 a 0,5.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores cinza e preta são usadas para os resultados das especificações linear e quadrática, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos.

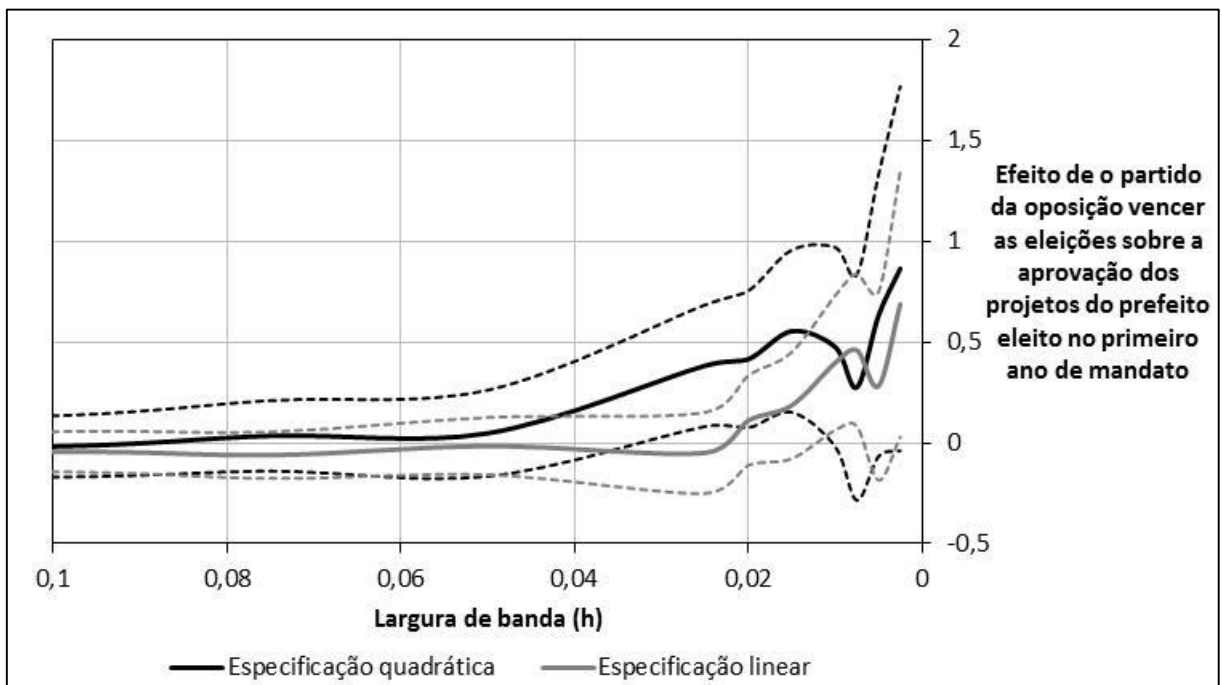


Gráfico 10 – Efeito do tratamento sobre a aprovação irrestrita do prefeito, conforme estimação em bandas menores, de largura variando entre 0,025 a 0,1.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores cinza e preta são usada para os resultados das especificações linear e quadrática, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos.



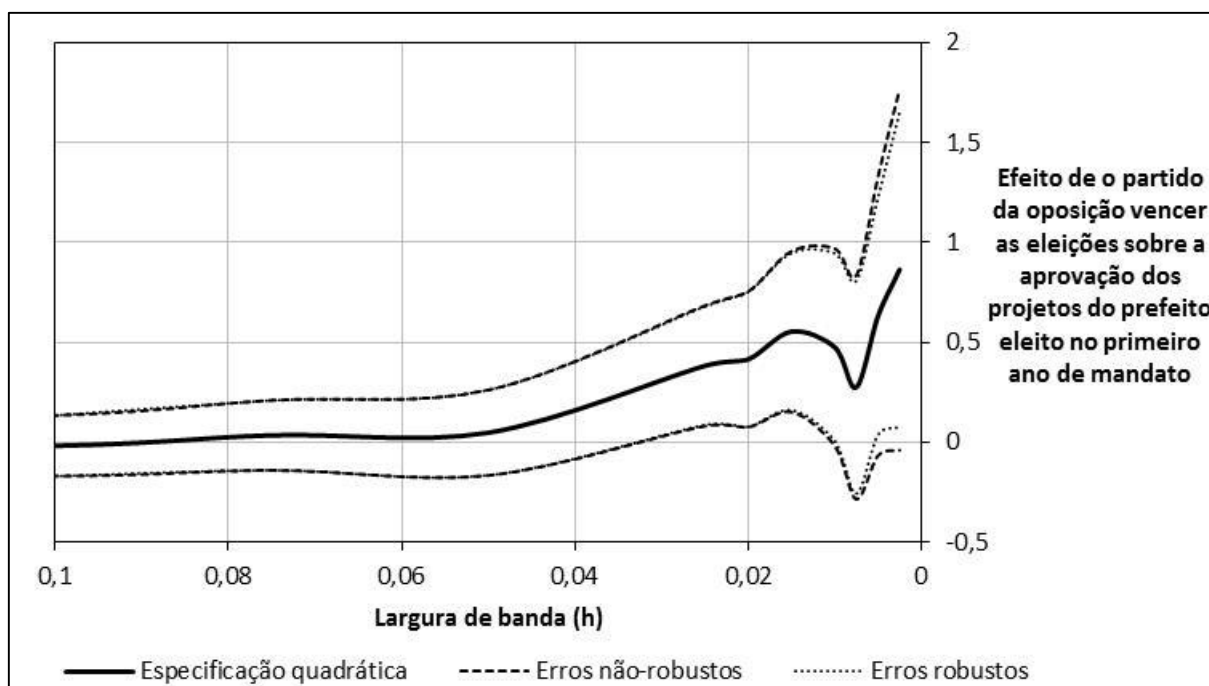


Gráfico 11 – Comparação dos intervalos de confiança da estimação quadrática para a resposta de aprovação irrestrita, conforme sejam escolhidos erros robustos ou não.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As linhas pontilhadas e as linhas tracejadas delimitam os intervalos de confiança de 95% definidos por erros robustos e não-robustos, respectivamente.

Explicações potenciais para os resultados apresentados na presente seção serão discutidas na seção 5.5, por meio de uma análise de subpopulações, e na seção 5.6, em que tais resultados serão examinados à luz da atual literatura político-eleitoral.

### 5.3.1 Estimações alternativas do efeito do tratamento sobre a resposta

Como contraprova aos resultados recém-descritos, empregou-se o comando para STATA® desenvolvido por Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014a) para a estimação do efeito do tratamento sobre as variáveis resposta. Segundo os autores, sua metodologia adota uma abordagem não-paramétrica de *kernel* triangular (ao passo que o uso de regressões lineares locais, como feito aqui, se reportaria ao *kernel* retangular ou uniforme), além de técnicas mais sofisticadas para a determinação da largura de banda (por otimização) e para a estimação dos erros.

O resultado importante dessa contraprova é a escolha de larguras de banda de 0,154 e 0,140 para as regressões com as variáveis de número de projetos apresentados e indicadora de aprovação irrestrita, com a consequente obtenção de estimações não significantes para o efeito do tratamento – em consonância com as análises discutidas anteriormente e embasadas nas estimações para bandas mais largas, conforme os já discutidos Gráfico 6 e Gráfico 9.

Os *outputs* das estimações via o comando desenvolvido pelos autores supracitados são apresentados na Figura 1 e na Figura 2, do Apêndice E, da página 103.

#### 5.4 Análise de covariadas

Conforme indicado na seção 3.1.4, a análise de covariadas é uma importante etapa da aplicação da metodologia de regressão descontínua, podendo indicar falhas de especificação caso se constate a existência de um suposto impacto do tratamento sobre variáveis que foram definidas anteriormente a ele – e que, portanto, não poderiam ser interpretadas como consequência dele. Para essa análise, no presente trabalho, escolheram-se as covariadas listadas a seguir, cuja construção e tratamento foram detalhados ao longo da seção 4:

- a) o número de vereadores eleitos na eleição local anterior, ou seja, em 2000;
- b) o percentual de vereadores da situação antes da eleição de 2004;
- c) o IDH do município em 2000;
- d) a população do município em 2000, com limitação para *outliers* aos 1º e 99º percentis;
- e) o PIB municipal per capita em 2003, igualmente com limitação para *outliers* aos 1º e 99º percentis.

Ressalta-se que as variáveis listadas foram selecionadas em razão sua relação direta ou indireta com a dinâmica político-eleitoral nos municípios, além do fato de, como se falou, serem todas conhecidas anteriormente ao pleito.

Inicialmente, a distribuição e o valor médio das covariadas em função da *running variable* foram examinadas graficamente – em análise semelhante à da seção 5.2, para as variáveis resposta – com larguras de banda iguais a 0,008 (ou 0,8%) para as três primeiras covariadas listadas acima, e a 0,02 (ou 2%) para as duas últimas<sup>29</sup>.

O resultado dessa análise é apresentado nos 5 gráficos a seguir, que demonstram que a inspeção visual não permite constatar a presença de saltos das covariadas no ponto de corte da diferença percentual de votos entre oposição e situação – o que é favorável para o emprego de RDD aos dados. Em particular, as covariadas de número de vereadores, percentual de vereadores da situação, e IDH do município apresentam pouca variação em função da *running variable*, ao menos no entorno do ponto de corte.

---

<sup>29</sup> A opção por bandas mais largas para as variáveis de população e PIB per capita se deve ao fato de que essas covariadas são mais suscetíveis à presença de *outliers*, conforme se notará nos gráficos.

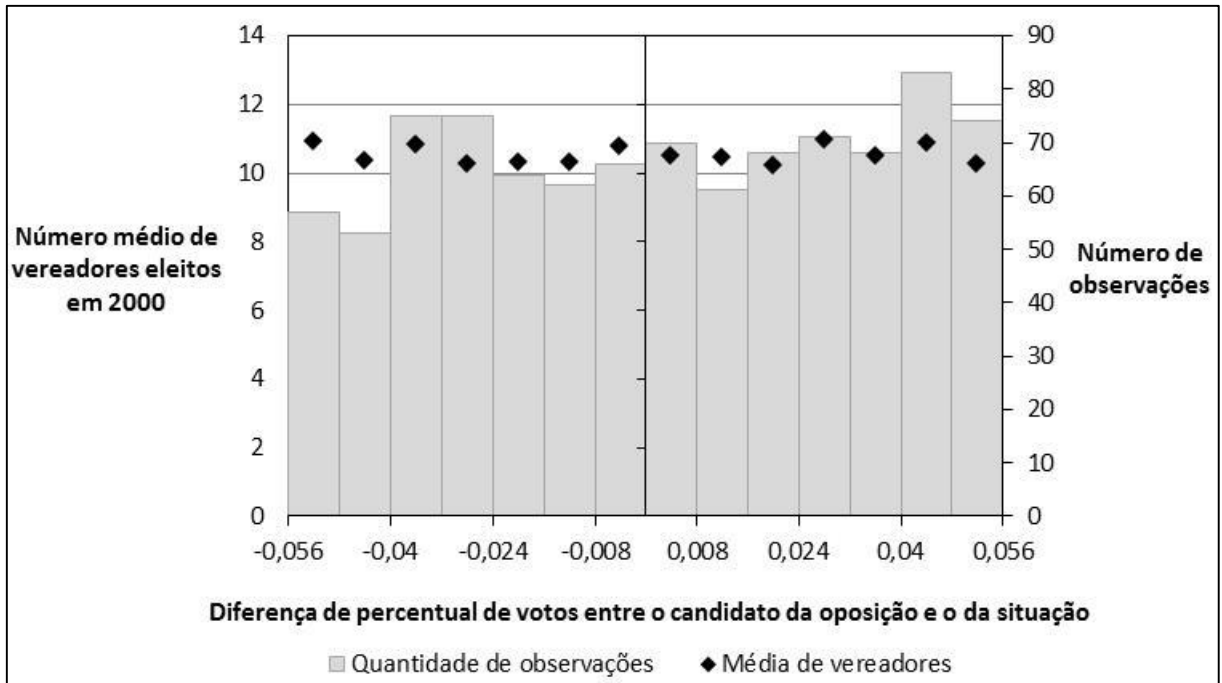


Gráfico 12 – Média do número de vereadores eleitos em 2000 e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre  $-5,6\%$  e  $+5,6\%$ .

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A largura de banda utilizada neste gráfico é  $h = 0,008$  (ou  $0,8\%$ ).

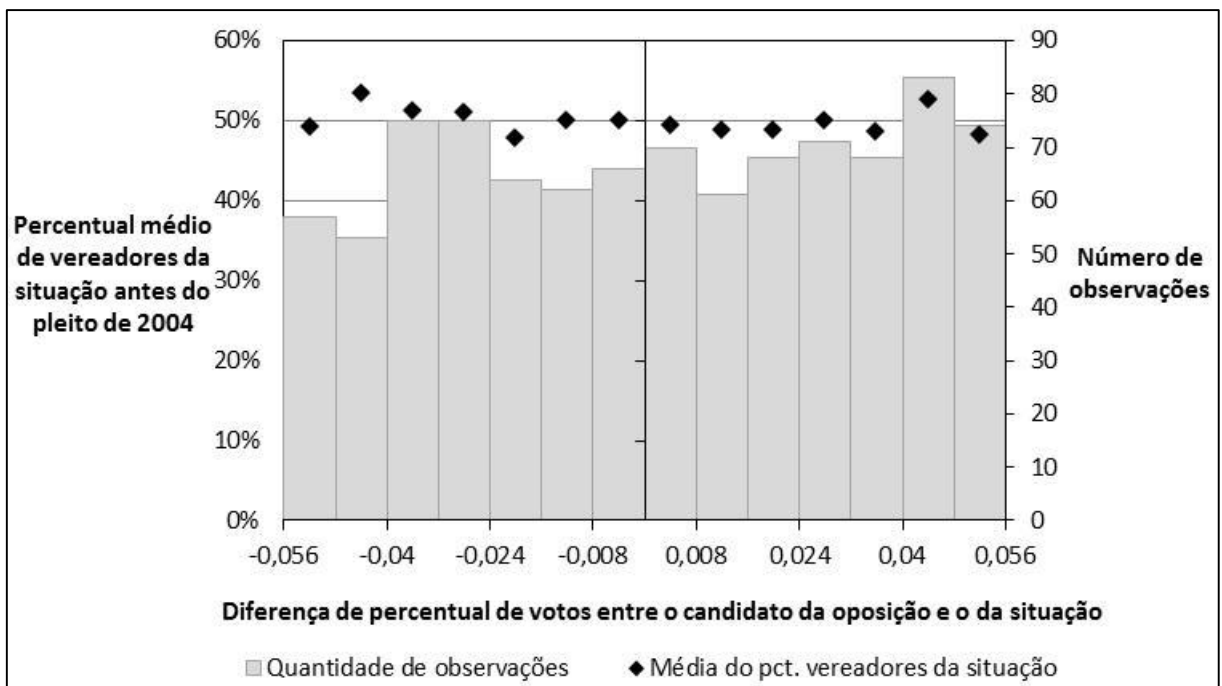
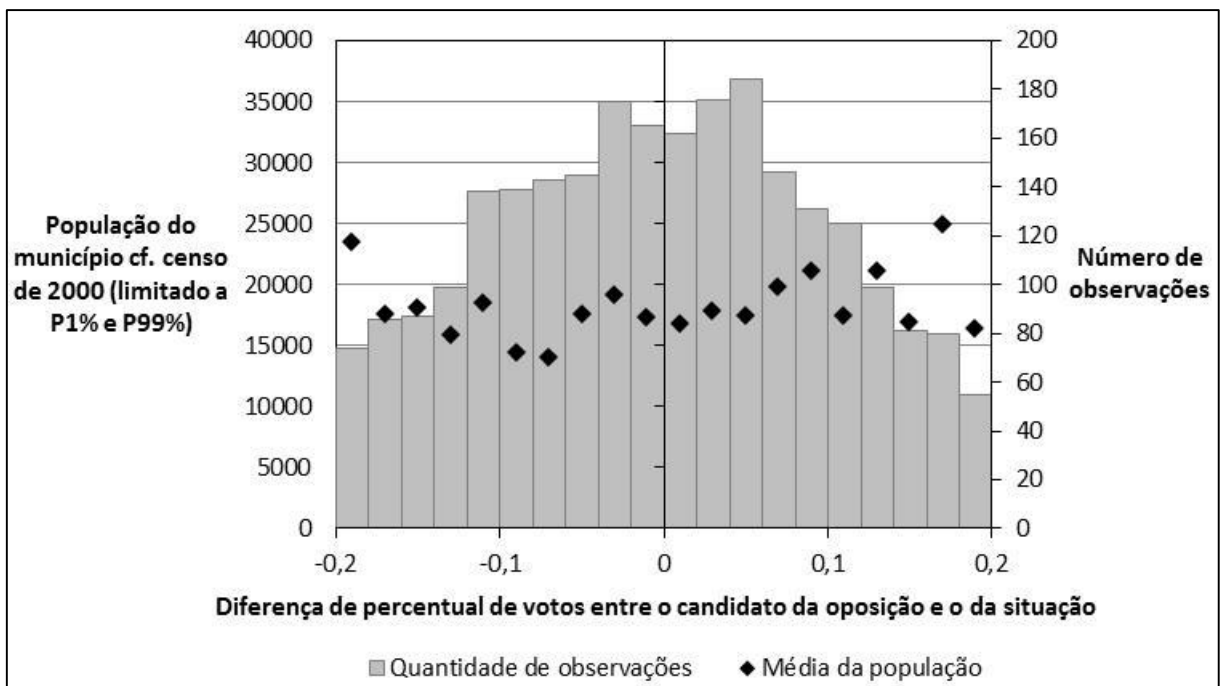
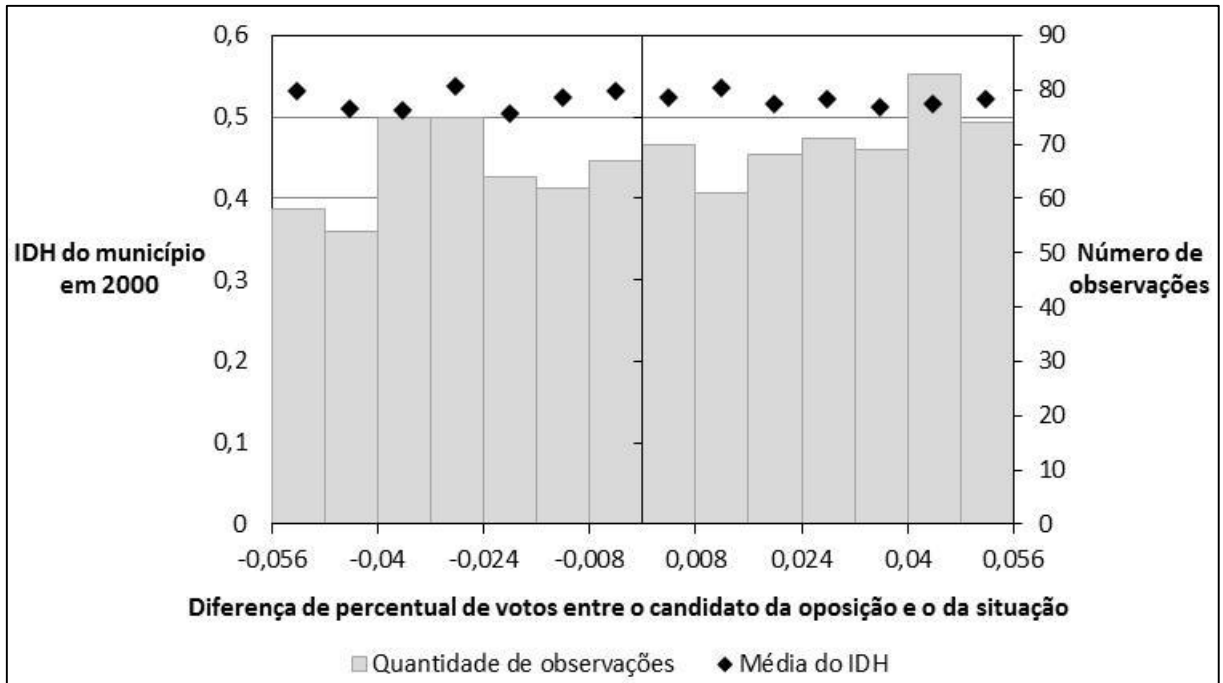


Gráfico 13 – Média do percentual de vereadores da situação antes das eleições de 2004 e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre  $-5,6\%$  e  $+5,6\%$ .

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A largura de banda utilizada neste gráfico é  $h = 0,008$  (ou  $0,8\%$ ).



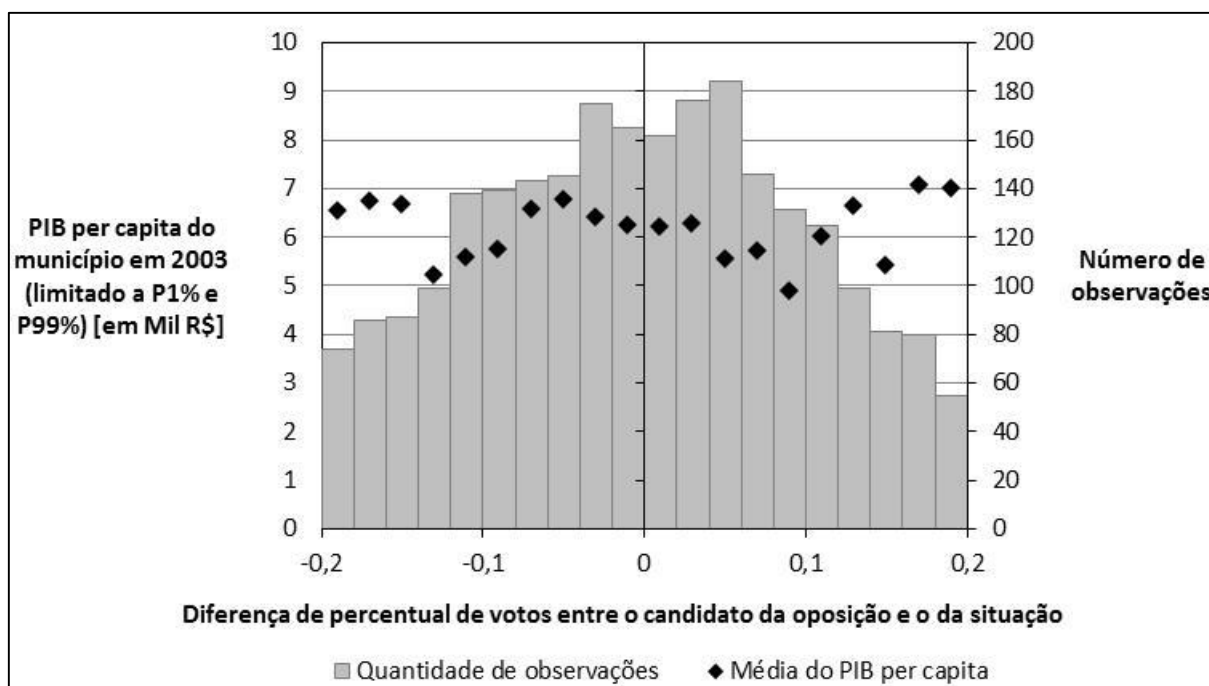


Gráfico 16 – Média do PIB municipal per capita em 2003 e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre -20% e +20%.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A largura de banda utilizada neste gráfico é  $h = 0,02$  (ou 0,2%).

Em seguida à análise gráfica, e conforme a recomendação de Lee e Lemieux (2010), regressões de especificação similar àquelas das equações (16) e (17) foram realizadas substituindo-se as variáveis resposta pelas covariadas, e de modo conjunto, com estimações feitas pelo método de *Seemingly Unrelated Regressions*. Para cada conjunto de regressões (em que, novamente, variou-se a largura de banda e a especificação, entre linear e quadrática), testou-se a hipótese nula de que os coeficientes associados à *dummy* de tratamento para cada covariada são conjuntamente nulos. O resultado de tais testes é apresentado na Tabela 4 a seguir, sob a forma do p-valor associado.

Tabela 4 – P-valores associados ao teste da hipótese nula de que os coeficientes da *dummy* de tratamento são conjuntamente nulos nas regressões SUR das covariadas

Largura de banda	P-valor associado às regressões SUR com especificação linear	P-valor associado às regressões SUR com especificação quadrática	Número de observações
0,1000	0,865	0,994	1 557
0,0750	0,837	0,983	1 222
0,0500	0,982	0,940	848
0,0250	0,996	0,894	413
0,0200	0,976	0,755	326
0,0150	0,955	0,583	238
0,0100	0,721	0,230	160
0,0075	0,641	0,121	128
0,0050	0,171	0,091 *	81
0,0025	0,121	0,238	37

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As regressões SUR seguem a especificação das equações (16) e (17) mas tendo as covariadas como variáveis dependentes. Os p-valores indicados na tabela são aqueles associados ao teste da hipótese nula segundo a qual os coeficientes da *dummy* de tratamento são conjuntamente nulos em cada conjunto de estimações. Os erros-padrão considerados são não-robustos a heterocedasticidade.

Conforme se observa, para a maioria das especificações, ao nível de significância de 10%, não se rejeita a hipótese nula de que os coeficientes da *dummy* de tratamento são nulos para o conjunto das covariadas, ao passo que ao nível de significância de 5% a hipótese nula não é rejeitada em nenhum caso. Novamente, tem-se um resultado que respalda a especificação de regressão descontínua utilizada no presente trabalho, ao demonstrar que não há efeito do tratamento sobre variáveis que estavam completamente determinadas anteriormente à sua ocorrência.

Finalmente, as regressões das variáveis resposta de número de projetos apresentados e indicadora de aprovação irrestrita sobre a *dummy* de tratamento e os termos lineares e quadráticos da *running variable* foram retomadas com a inclusão das 5 covariadas na especificação. O resultado dessas regressões fica demonstrado no Gráfico 17 e no Gráfico 18 a seguir, que apresentam um

comparativo entre o efeito do tratamento sobre cada resposta medido originalmente e aquele obtido nessas novas regressões, em que se privilegiou a especificação quadrática e as menores larguras de banda<sup>30</sup>.

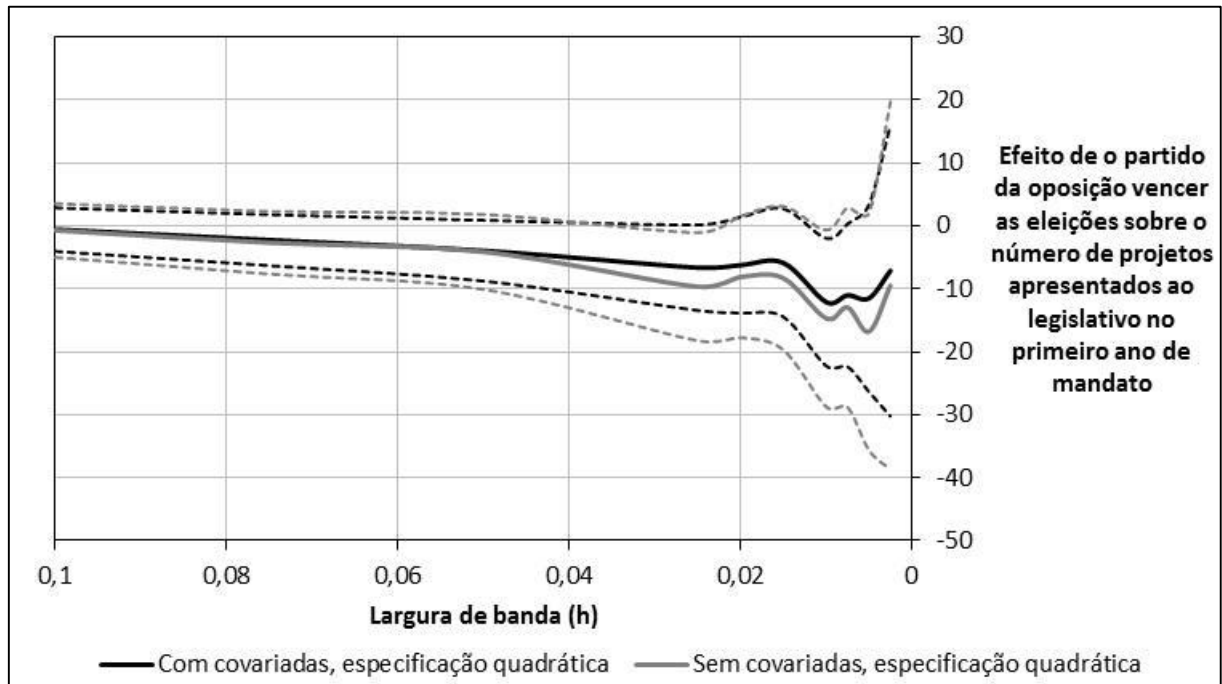


Gráfico 17 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluíram as covariadas.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados das especificações quadrática com ou sem a inclusão de covariadas, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos.

<sup>30</sup> Conclusões similares às que serão descritas foram obtidas para as maiores larguras de banda e para a especificação puramente linear, de modo que por parcimônia optou-se por suprimir esses resultados adicionais do presente trabalho.



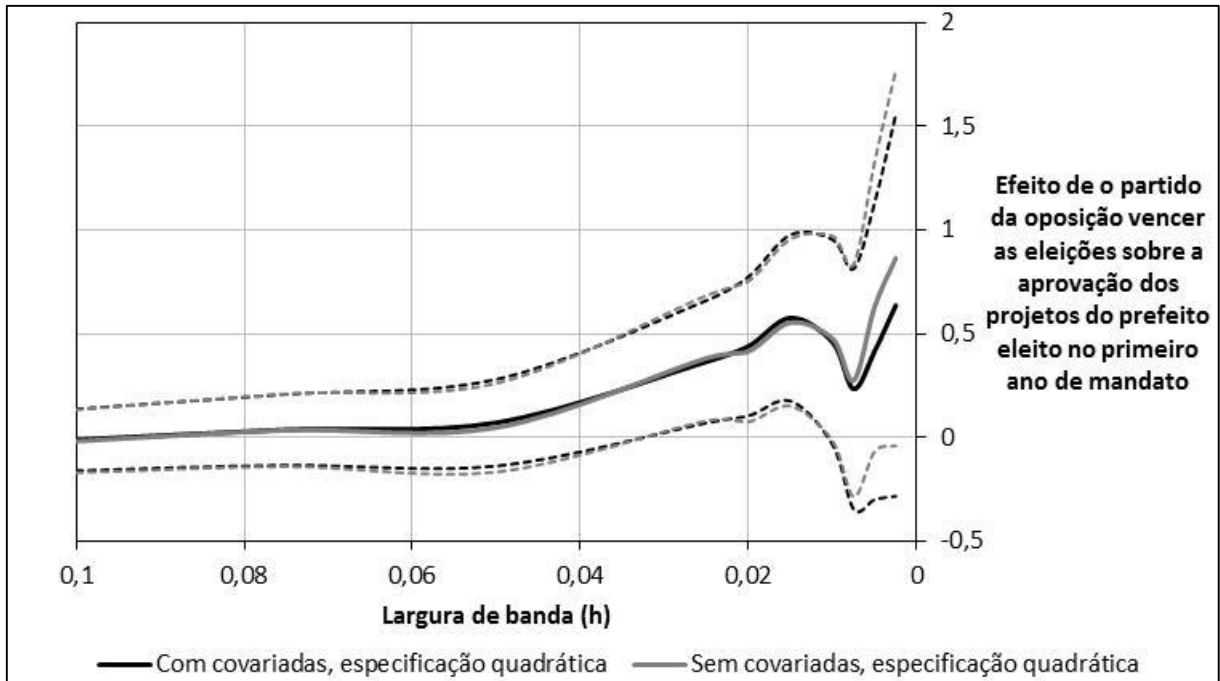


Gráfico 18 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta de aprovação irrestrita do prefeito obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluíram as covariadas.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados das especificações quadrática com ou sem a inclusão de covariadas, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos.

Verifica-se que a inclusão das covariadas não afeta de modo substancial ou qualitativo a análise que se fez do efeito do tratamento sobre nenhuma das variáveis resposta, ao passo que a redução das margens de erro (ou do intervalo de confiança) das estimações desse efeito parece ter sido obtida apenas no caso da variável de número de projetos apresentados, e para as menores larguras de banda.

## 5.5 Análise de subpopulações

Com o objetivo de se verificar a heterogeneidade dos resultados encontrados até aqui frente a diferentes cenários ou configurações, as variáveis de taxa de renovação da câmara de vereadores, de percentual de vereadores aliados ao prefeito eleito, e indicadora de prefeito eleito com o apoio do governador, todas referentes às eleições de 2004, foram empregadas para a segregação dos 3232

municípios sob análise em diferentes subpopulações, a serem examinadas distintamente.

Cumprе observar que essas variáveis, cuja construção foi relatada em diferentes etapas nas seções 4.2.2 e 4.4, diferem fundamentalmente das covariadas discutidas na seção imediatamente anterior a esta pelo fato de que não são determinadas antes do tratamento. Ao contrário, a definição dos novos vereadores em 2004, que é a base das duas primeiras variáveis, aconteceu no mesmo pleito em que se elegeu o candidato da oposição ou da situação para prefeito. Analogamente, que a coligação do prefeito eleito contenha ou não o partido do governador também é determinado apenas com o resultado das eleições de 2004. Em outras palavras e na prática, o conteúdo de tais variáveis se tornou conhecido concomitantemente à especificação do tratamento.

Adicionalmente, outro corte dos dados foi feito ao se examinar a subpopulação para a qual o candidato da situação era incumbente, ou seja, era o prefeito eleito em 2000 que tentava a reeleição. Aqui, ao contrário das quebras de subpopulação definidas nos dois parágrafos anteriores, tem-se uma seleção de municípios que está determinada anteriormente ao tratamento<sup>31</sup>.

Nas quatro subseções a seguir serão explanadas as análises associadas a cada uma das variáveis de subpopulação

#### *5.5.1 Análise de subpopulações segundo a taxa de renovação da câmara*

A taxa (ou percentual) de renovação da câmara de vereadores, como se viu, corresponde à proporção de vereadores eleitos em 2004 que não haviam sido eleitos em 2000, para o mesmo cargo e no mesmo município. Ela permitiu dividir os 3232 municípios em 2 quantis: o primeiro deles contabilizava 1743 municípios com taxa de renovação igual ou inferior a 55,6%, ao passo que o segundo continha os

---

<sup>31</sup> Em verdade, o atributo de incumbência do candidato da situação é conhecido no momento da efetivação da candidatura, ou seja, antes da apuração do resultado das eleições.

1489 municípios restantes, para os quais a taxa de renovação era estritamente superior a 55,6%<sup>32</sup>.

A partir dessa divisão, a análise mais interessante que foi produzida corresponde à reestimação do efeito da eleição do candidato da oposição sobre as variáveis resposta para cada uma das subpopulações, doravante referidas como 'de baixa renovação da câmara' ou 'de alta renovação'. O resultado dessas estimações é apresentado em contraposição às estimações originais (envolvendo todos os 3232 municípios), nos 4 gráficos a seguir, sendo que os dois primeiros são associados à resposta de número de projetos aprovados, enquanto os dois últimos fazem referência ao indicador de aprovação irrestrita.

A observação do Gráfico 19 e do Gráfico 21 permite notar que o efeito do tratamento sobre a resposta parece acentuado para a subpopulação de baixa renovação da câmara de vereadores, quando comparado ao efeito da população total. Ainda que os intervalos de confiança sejam largos e desse modo desestimulem a execução de testes estatísticos para a diferença dos efeitos, esse resultado é intuitivo ao indicar que prefeitos eleitos pela oposição teriam ainda maiores dificuldades em apresentar novos projetos a uma câmara pouco renovada. Por outro lado, relacionada à menor apresentação de projetos no cenário de baixa renovação da câmara estaria uma maior aprovação da totalidade desses mesmos projetos pelos vereadores.

Adicionalmente, cumpre dizer que a diferença de efeitos é menos perceptível à inspeção visual no caso da subpopulação de alta renovação da câmara, conforme o Gráfico 20 e o Gráfico 22.

---

<sup>32</sup> Dado o preenchimento da variável de percentual de renovação da câmara de vereadores, não foi possível dividir os municípios em duas porções de tamanho idêntico.

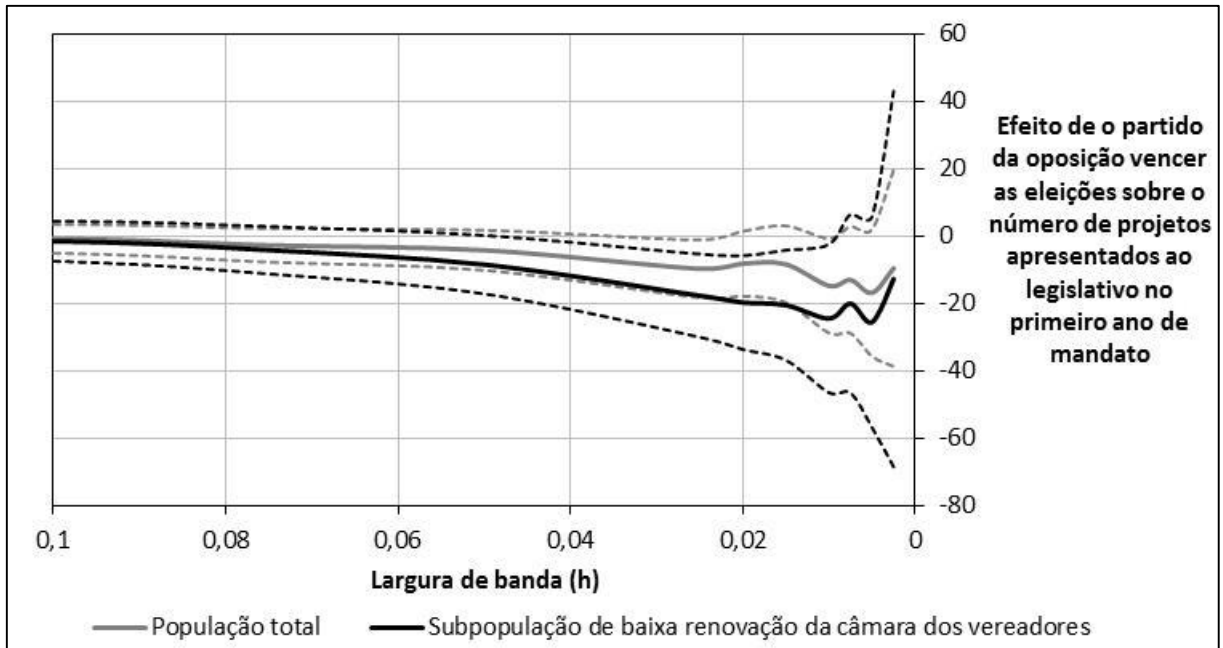


Gráfico 19 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação de baixa renovação da câmara.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

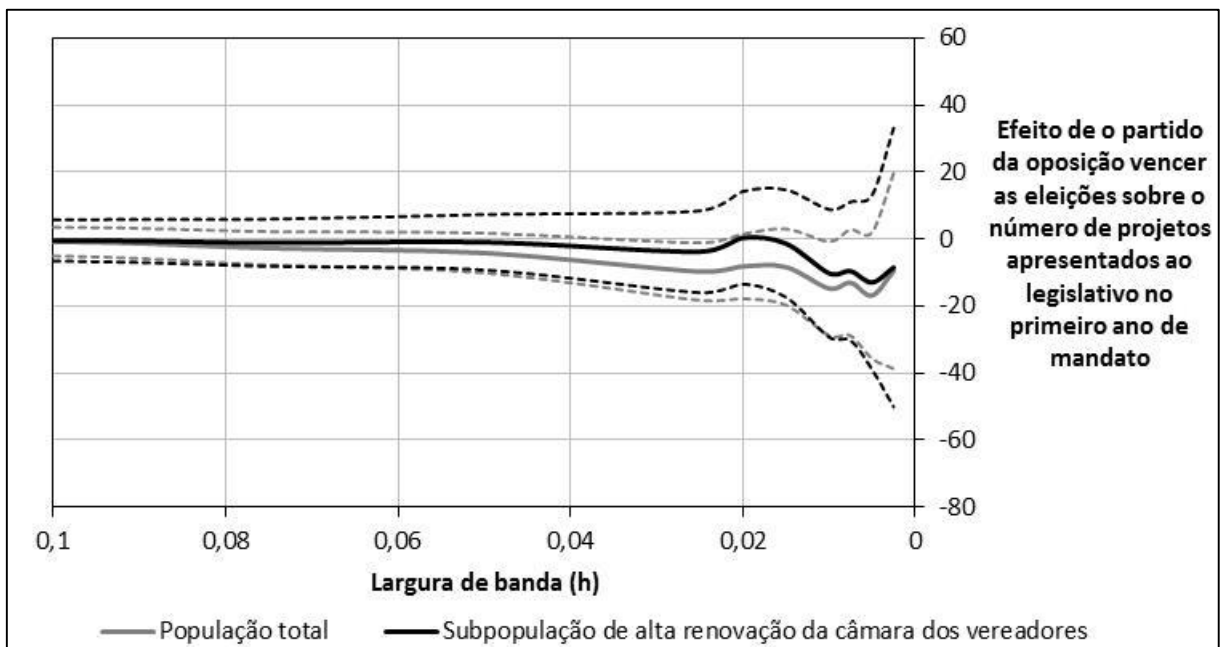


Gráfico 20 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação de alta renovação da câmara.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

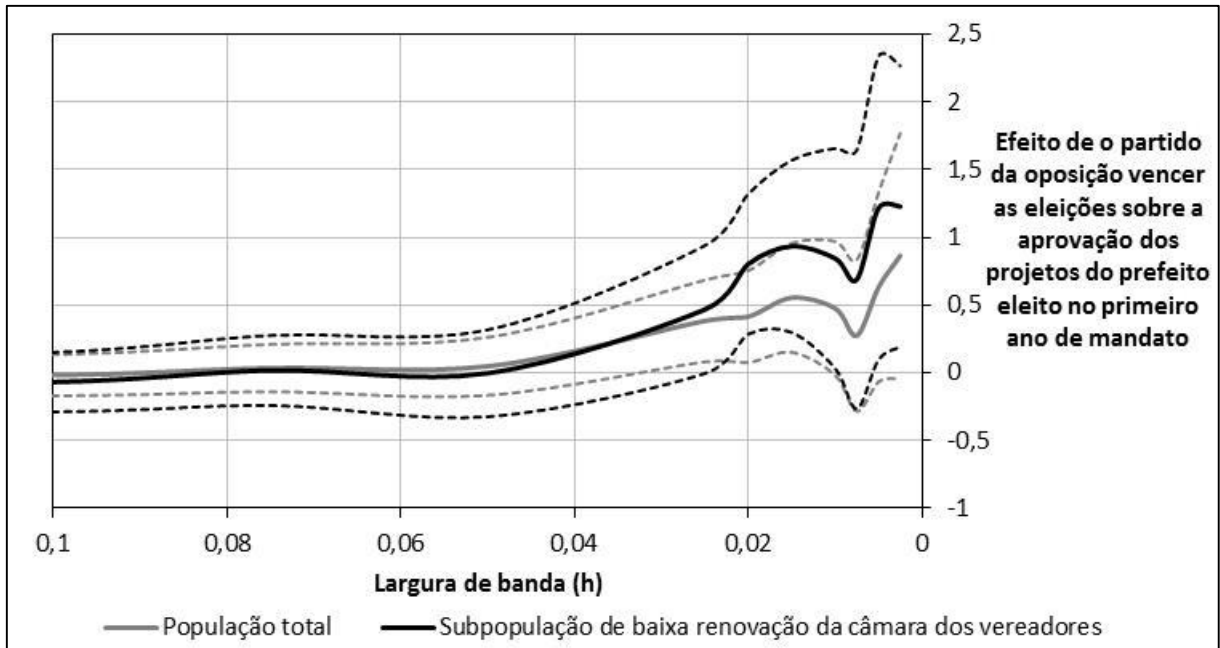


Gráfico 21 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação de baixa renovação da câmara.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

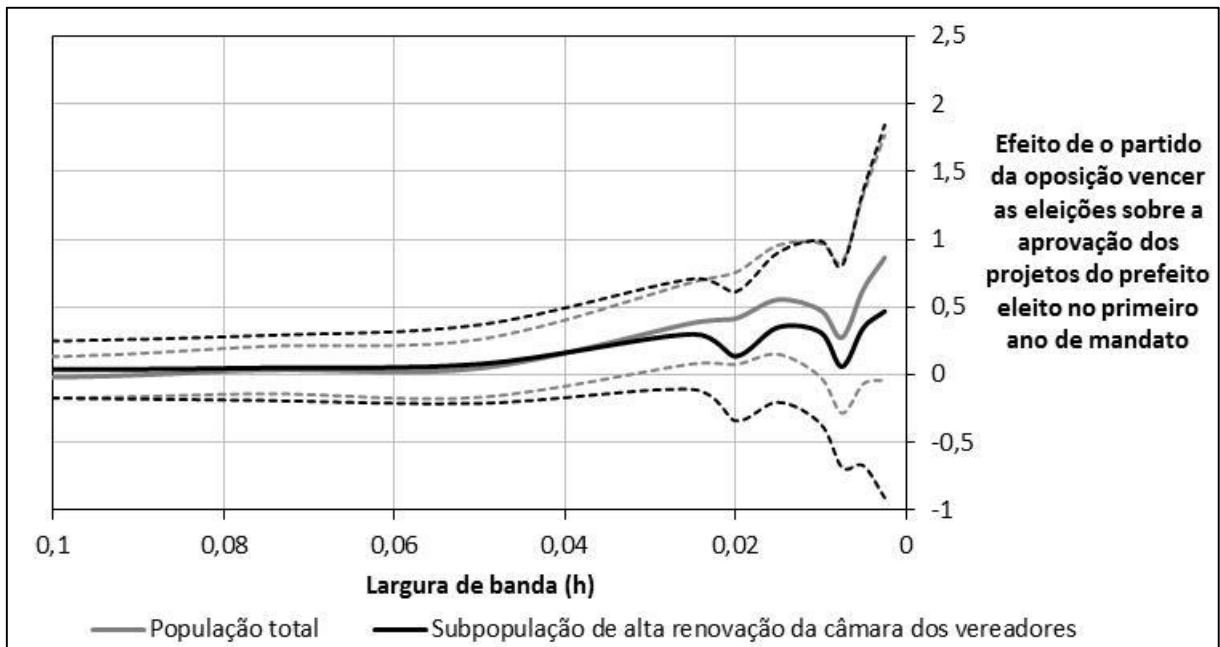


Gráfico 22 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação de alta renovação da câmara.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

### 5.5.2 Análise de subpopulações segundo o percentual de vereadores aliados

O percentual de vereadores aliados reflete a proporção de vereadores eleitos em 2004 pela mesma coligação a que pertenceu o prefeito eleito no mesmo ano. Dada a distribuição dessa variável, optou-se por definir 3 subpopulações a partir dela. Aquela com baixo percentual de aliados eleitos era composta pelos 1205 municípios em que a proporção de aliados era menor ou igual a 44,4%. Já na subpopulação com percentual intermediário de aliados, contendo 1051 cidades, essa proporção variou entre 45,5% e 55,6%. Finalmente, os 976 demais municípios compuseram a subpopulação com alto percentual de aliados, estritamente maior que 55,6%.

No cenário definido acima, a análise gráfica produziu resultados mais informativos que a estimação do efeito do tratamento propriamente dita. Os 3 gráficos subsequentes apresentam, assim, a média de projetos apresentados pelo prefeito no primeiro ano de seu mandato e o número de observações por faixa da *running variable*.

Além da maior variabilidade da média da variável resposta frente ao menor número de observações em cada faixa como consequência da subdivisão da população original, esses gráficos mostram claramente assimetrias da distribuição dos municípios no intervalo próximo ao corte da diferença percentual de votos.

De fato, no cenário com baixo percentual de aliados eleitos, há um maior número de municípios para os quais houve vitória da oposição por uma pequena margem de votos, ao passo que o inverso ocorre nos cenários de percentual intermediário e alto de aliados eleitos, atingindo-se um extremo dessa assimetria no último cenário<sup>33</sup>.

---

<sup>33</sup> Ressalta-se que tais assimetrias não constituem um problema de identificação, visto que a análise do efeito do tratamento sobre a resposta segundo a metodologia de RDD foi segregada a partir de uma variável que é concomitante ao tratamento. Em outras palavras e na prática, não pode representar uma anomalia o fato de haver uma correlação entre a eleição de um prefeito da oposição e a eleição de uma câmara relativamente desfavorável ao mesmo, uma vez que os votos para prefeito e para vereador de um mesmo eleitor não precisam ser (e provavelmente não são) independentes.

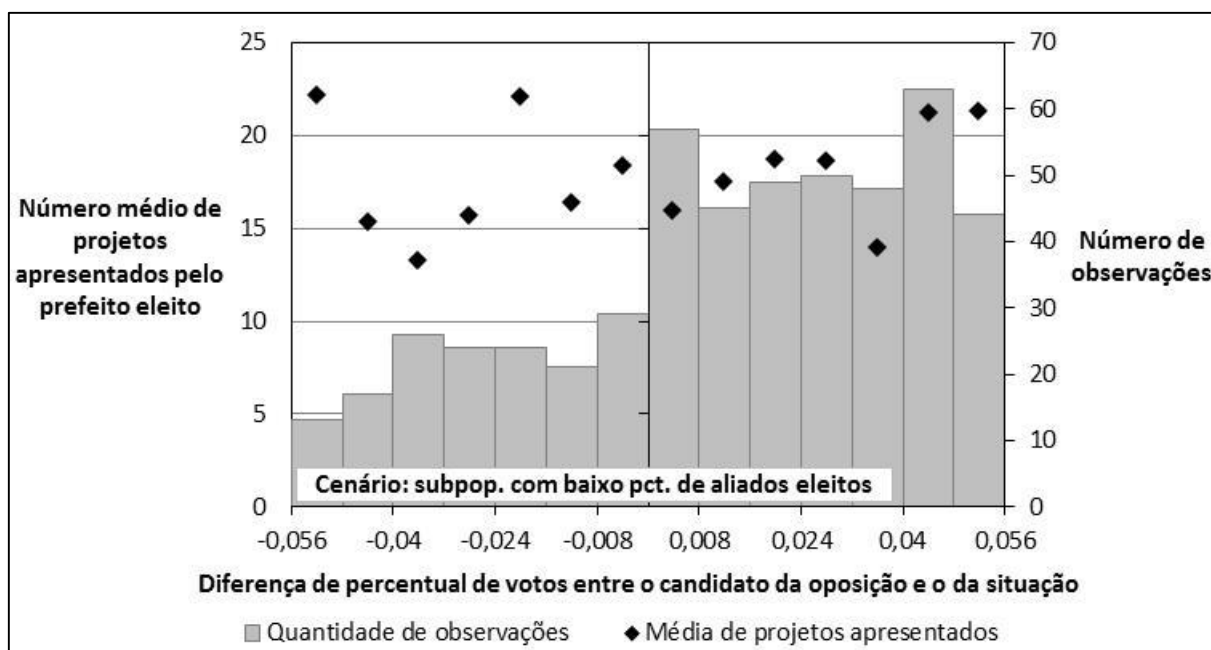


Gráfico 23 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de baixo percentual de aliados.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos representam a média da variável resposta, mensurada no eixo à esquerda, contra o ponto médio da faixa de largura  $h = 0,008$  (ou 0,8%). As barras representam o número de observações em cada faixa, mensurado no eixo à direita.

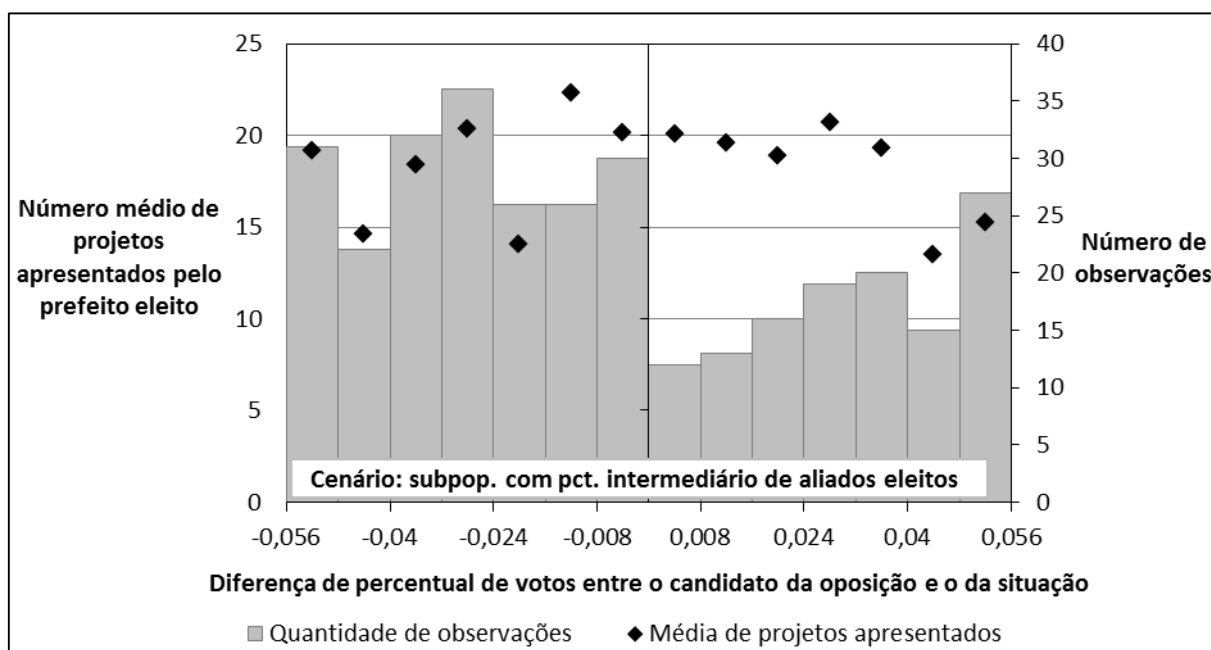


Gráfico 24 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de percentual intermediário de aliados.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos representam a média da variável resposta, mensurada no eixo à esquerda, contra o ponto médio da faixa de largura  $h = 0,008$  (ou 0,8%). As barras representam o número de observações em cada faixa, mensurado no eixo à direita.

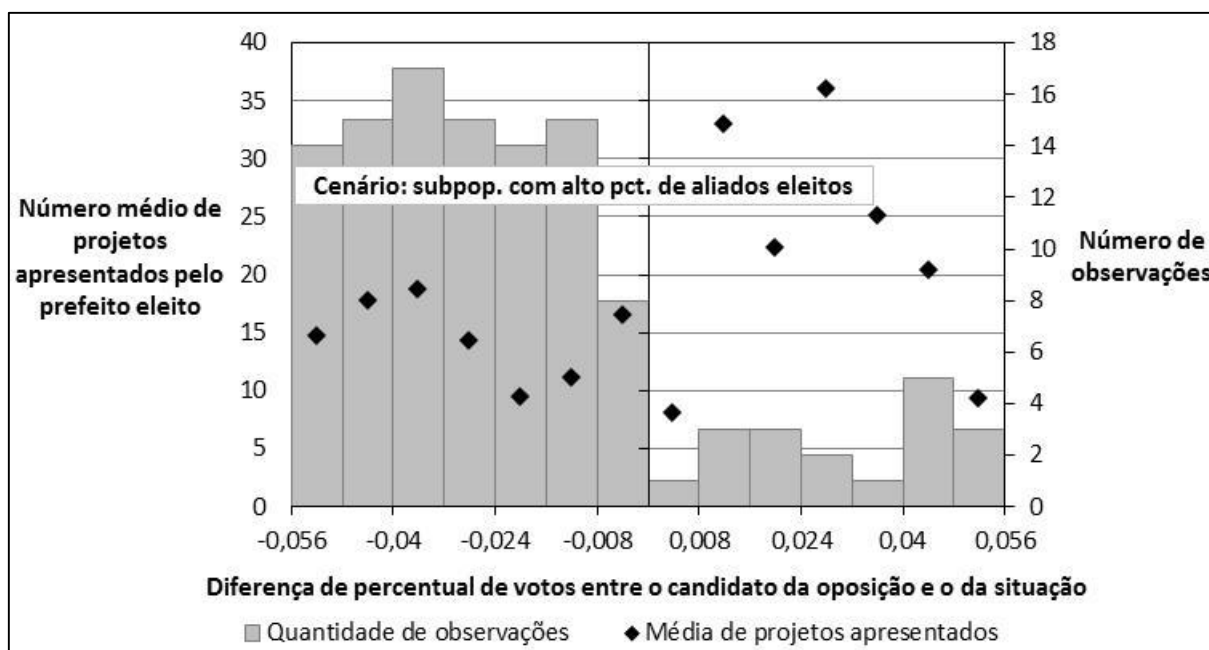


Gráfico 25 – Média do número de projetos apresentados e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de alto percentual de aliados.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos representam a média da variável resposta, mensurada no eixo à esquerda, contra o ponto médio da faixa de largura  $h = 0,008$  (ou 0,8%). As barras representam o número de observações em cada faixa, mensurado no eixo à direita.

É importante esclarecer que o número reduzido de observações à esquerda ou à direita do ponto de corte não permite que sejam feitas considerações seguras a respeito da existência de um salto da variável resposta nesse ponto. Mesmo as tentativas de estimação do efeito do tratamento sobre a resposta para cada cenário – a exemplo do que foi feito para as configurações definidas pela taxa de renovação da câmara, na seção 5.5.1 – não produziram resultados confiáveis em decorrência do aumento expressivo dos erros-padrão.

Assim, com o objetivo de se verificar a influência do percentual de vereadores aliados eleitos sobre o número de projetos apresentados pelo prefeito, optou-se por incluí-la como variável explicativa na regressão de estimação do efeito do tratamento, especificada originalmente por meio da equação (17).

Duas abordagens distintas foram adotadas para essa inclusão ou controle: na primeira delas a variável de percentual de vereadores aliados é tomada em sua forma contínua, ao passo que na segunda foram empregadas as *dummies* que definem as subpopulações (forma categorizada da variável).



Os resultados da estimação do efeito do tratamento sobre a resposta de número de projetos apresentados sob as duas novas especificações são demonstrados no Gráfico 26 e no Gráfico 27 a seguir, comparativamente à estimação original. Pelos gráficos, percebe-se que em nenhum dos casos houve uma modificação significativa do efeito do tratamento sobre a resposta, o que permitiria concluir que a variável de percentual de vereadores aliados eleitos não tem correlação com o número de projetos apresentados pelo prefeito, ainda que haja um paralelismo ou reciprocidade entre essa variável e a distribuição das cidades entre aquelas em que houve vitória da oposição e aquelas onde ganhou a situação.

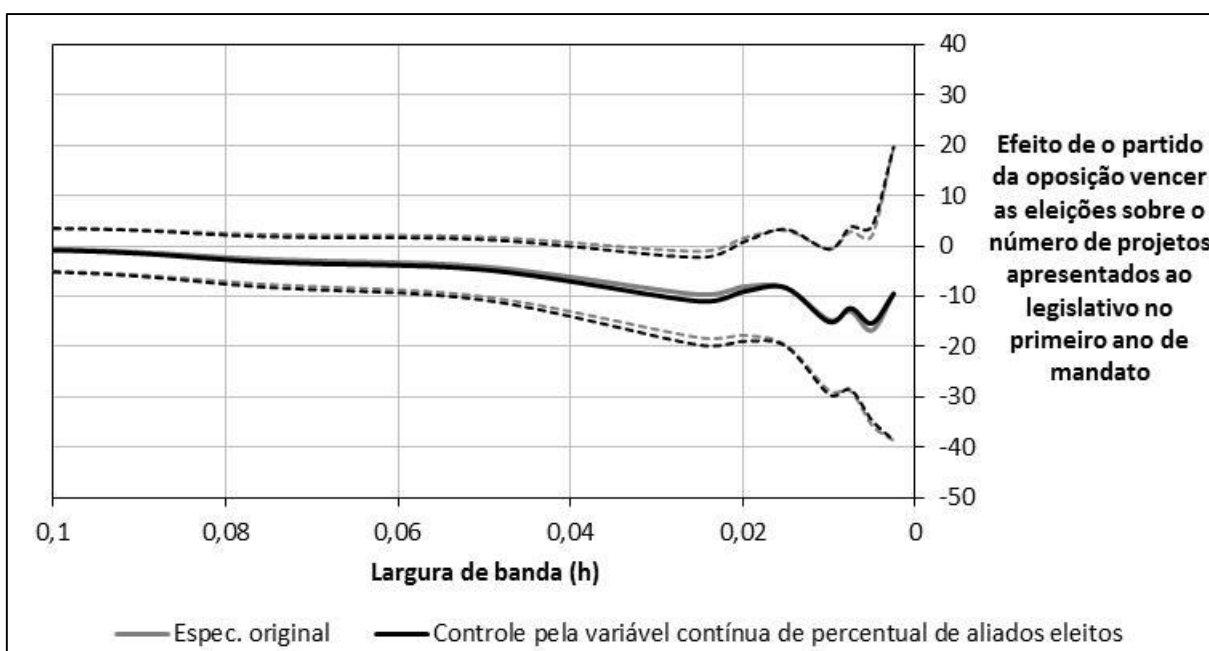
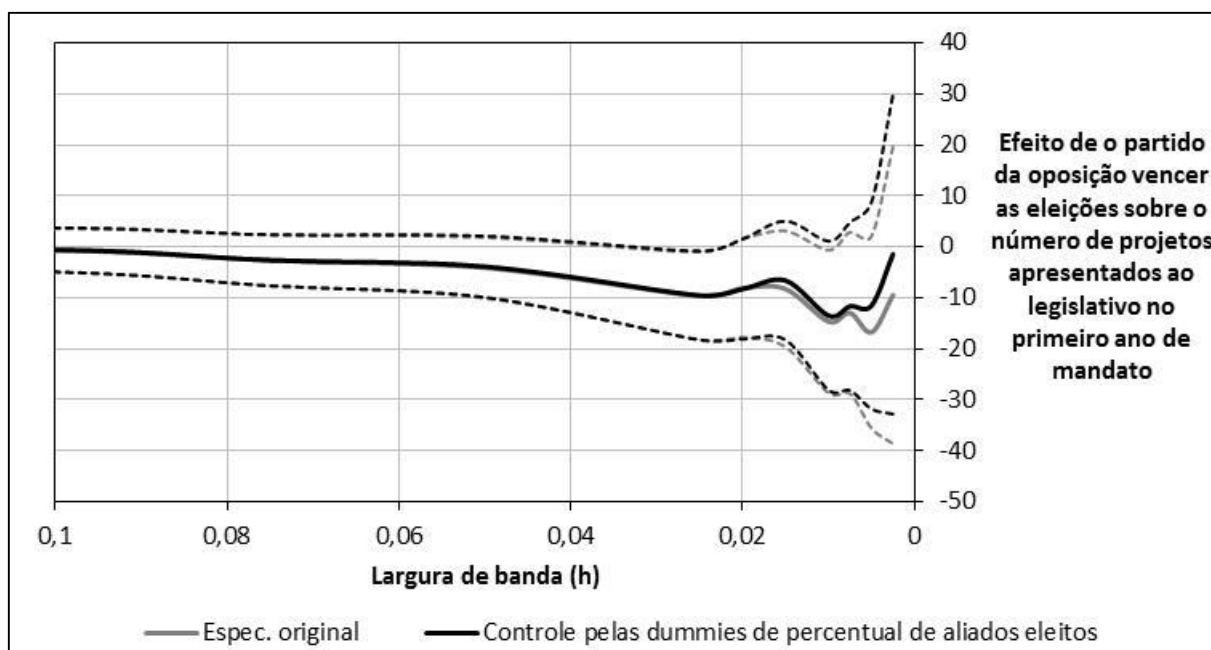


Gráfico 26 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluiu a variável de percentual de vereadores aliados eleitos, sob a forma contínua.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados das especificações quadrática com ou sem a inclusão da variável de controle, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos.



A análise apresentada na presente seção foi repetida para a variável resposta indicadora de aprovação irrestrita, levando a conclusões equivalentes. Os gráficos produzidos nesse estudo são apresentados no Apêndice F, na página 104.

### 5.5.3 Análise de subpopulações segundo o apoio do governador

A variável indicadora de que a coligação do prefeito eleito em 2004 continha o partido do governador eleito em 2002 permitiu a segregação da amostra sob análise em duas subpopulações: um grupo de 1528 municípios nos quais o prefeito eleito em 2004 tinha o apoio do governador, e o grupo complementar de 1704 municípios, em que o prefeito eleito não contava com esse apoio<sup>34</sup>.

<sup>34</sup> Ressalta-se que a ausência de apoio do governador ao prefeito eleito – definido nos termos dos partidos e coligações – não implica necessariamente que o governador seria aliado do candidato perdedor, ou seja, do segundo colocado no pleito. De fato, são encontrados municípios em que o

A exemplo do que foi descrito na seção 5.5.1 para as subpopulações definidas segundo a taxa de renovação da câmara, o efeito do tratamento sobre as variáveis resposta foi estimado para as subpopulações denominadas ‘de prefeito eleito com o apoio do governador’ e ‘de prefeito eleito sem o apoio do governador’. O resultado dessas estimações é novamente apresentado em contraposição às estimações originais nos 4 gráficos a seguir.

É interessante notar, de acordo com o Gráfico 28 e o Gráfico 30, que o efeito do tratamento sobre ambas as variáveis resposta se aproxima de zero quando é examinado apenas o conjunto de municípios para os quais o prefeito eleito contava com o apoio do governador do estado. Em verdade, tendo em vista ainda o aumento dos intervalos de confiança, pode-se afirmar que tal efeito tornou-se indistinguível de zero em todo o espectro de larguras de banda analisadas.

Por outro lado, a observação do Gráfico 29 e do Gráfico 31 mostra uma acentuação dos efeitos originais na subpopulação composta pelos municípios cujo prefeito eleito não contou com o apoio do governador. Nesse caso, o candidato eleito pela oposição apresentou ainda menos projetos que o candidato eleito pela situação, mas experimentou uma ainda maior probabilidade de aprovação irrestrita desses projetos – comparativamente à amostra completa – e chegando-se ao ponto de que resultados com significância estatística vieram à tona.

Dentro do escopo da presente análise, poder-se-ia concluir pela relevância do apoio do governador na dinâmica política pós-eleitoral<sup>35</sup>: quando este apoio esteve presente a relação entre os vereadores e o prefeito eleito foi a mesma independentemente de qual candidato se elegeu (se o da oposição ou se o da situação). Por outro lado, quando o apoio do governador não esteve presente, acentuou-se a diferença entre os municípios de um e outro tipo, em média.

---

apoio do governador seria dado a um candidato a prefeito que não tenha sido um dos dois mais votados.

<sup>35</sup> Em concordância com esse argumento, Avelino, Biderman e Barone (2012) já haviam evidenciado a interdependência das diferentes instâncias de poder (municipal ou estadual) quanto a questões eleitorais e políticas.

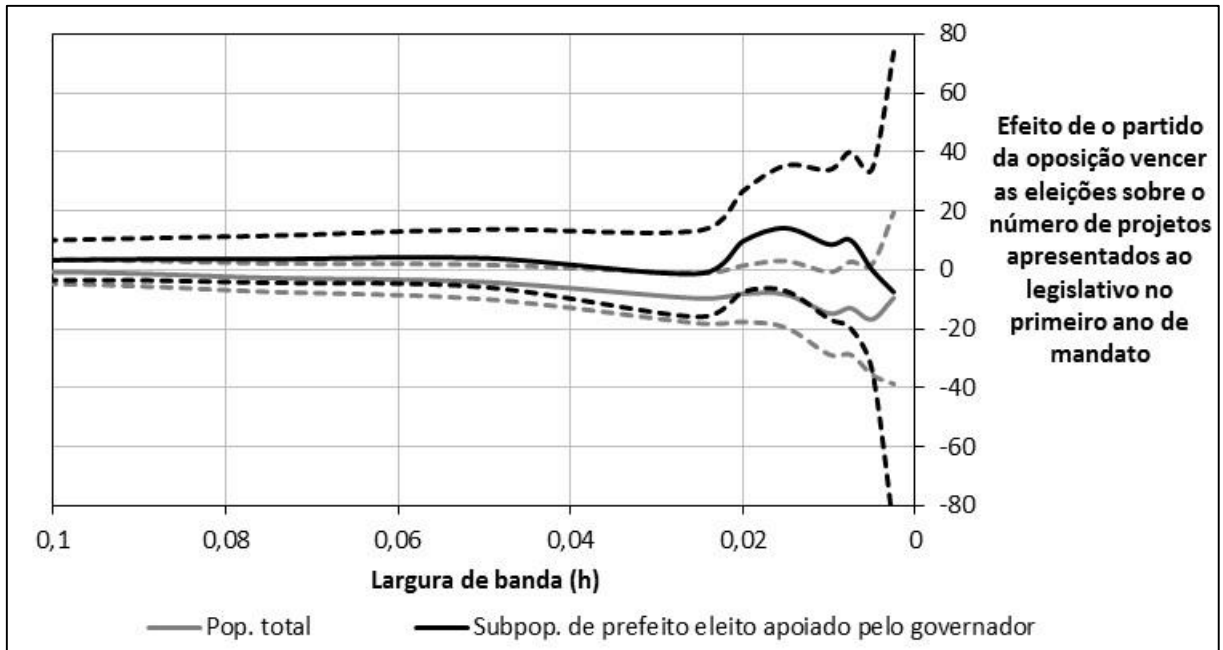


Gráfico 28 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação em que o prefeito eleito era apoiado pelo governador.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

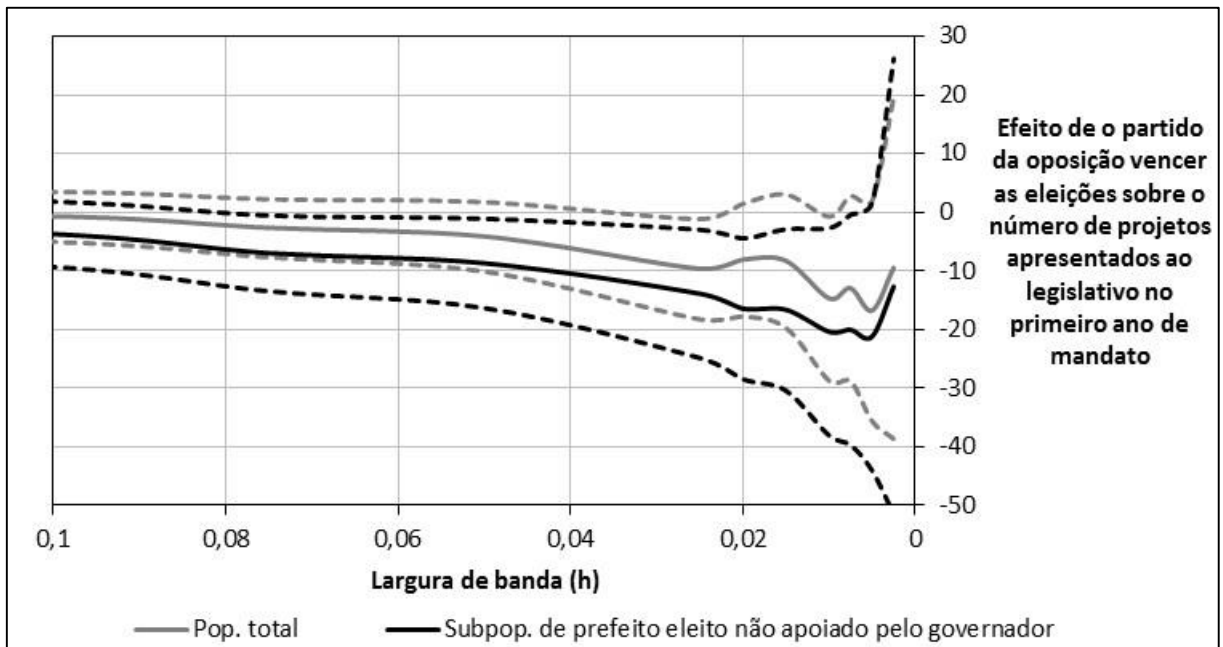


Gráfico 29 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação em que o prefeito eleito não era apoiado pelo governador.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

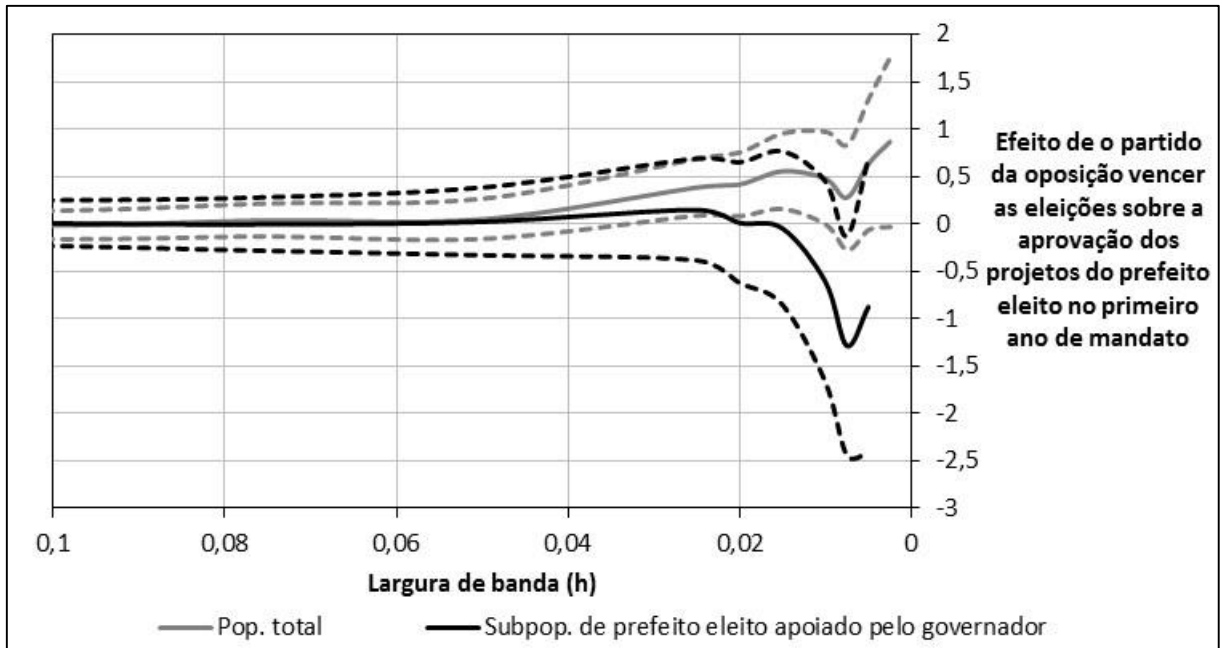


Gráfico 30 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação em que o prefeito eleito era apoiado pelo governador.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

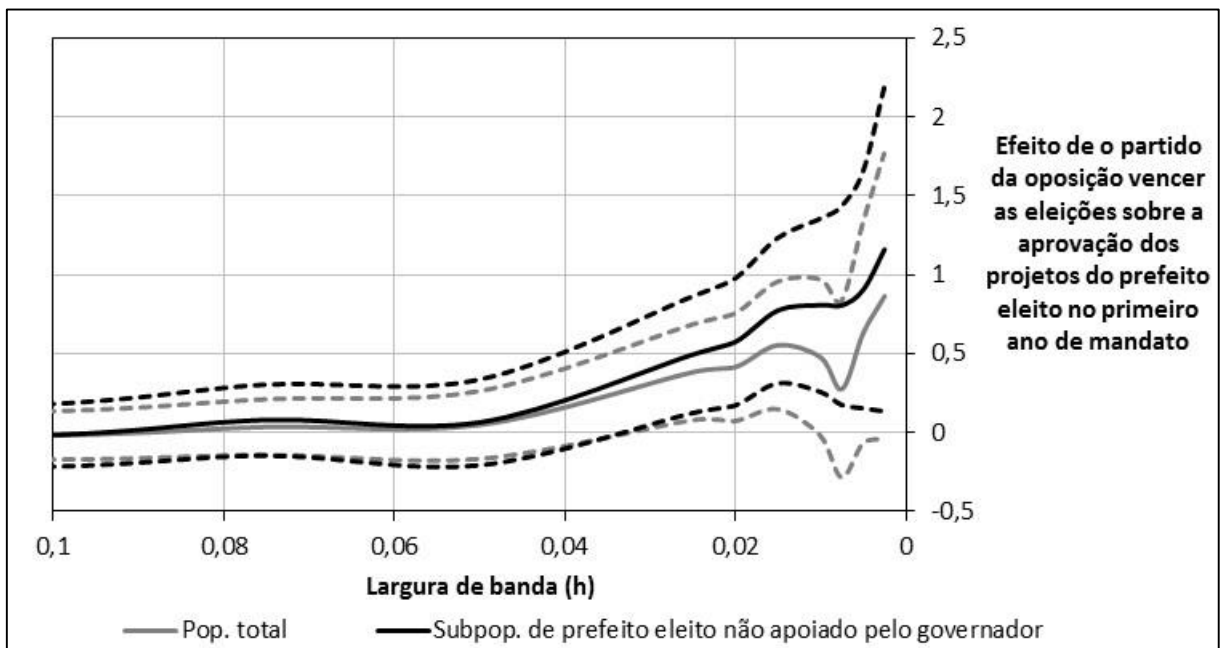


Gráfico 31 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação em que o prefeito eleito não era apoiado pelo governador.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

#### *5.5.4 Análise da subpopulação em que o candidato da situação é incumbente*

A variável indicadora de incumbência do candidato da situação permitiu selecionar, para análise adicional, 1298 municípios em que o prefeito eleito em 2000 candidatou-se à reeleição como candidato da situação<sup>36</sup>.

O efeito do tratamento sobre as variáveis resposta de número de projetos apresentados e indicadora de aprovação irrestrita medido na subpopulação dita 'em que o candidato da situação é incumbente' é revelado no Gráfico 32 e no Gráfico 33 a seguir.

A exemplo do que ocorreu para a subpopulação de municípios em que o prefeito eleito não contava com o apoio do governador, observa-se que quando o candidato da situação é incumbente acentua-se o efeito do tratamento sobre as respostas: o prefeito eleito pela oposição apresenta relativamente menos projetos que o prefeito reeleito, mas em contrapartida tais projetos têm maiores chances de acolhida favorável. Novamente, e a despeito do número reduzido de observações (que concorre para a amplificação dos erros), surgem resultados estatisticamente significantes, em particular para as menores larguras de banda. Tal constatação aponta para a relevância do fator 'prefeito reeleito' na relação entre executivo e legislativo municipal, no cenário pós-eleições.

---

<sup>36</sup> É importante notar que essa subpopulação não compreende todos os municípios em que o prefeito eleito em 2000 candidatou-se à reeleição, mas apenas os casos em que, adicionalmente a essa condição, tal candidato não migrou para um partido da oposição nas eleições de 2004.

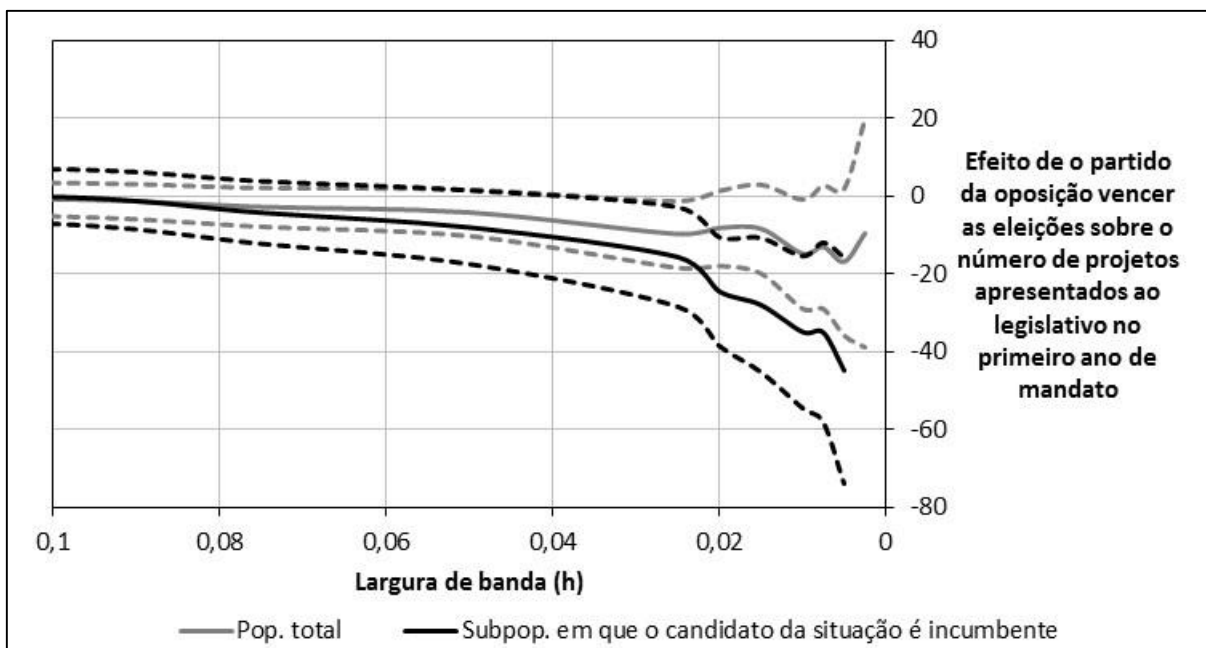


Gráfico 32 – Comparação do efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados na população total e na subpopulação em que o candidato da situação era incumbente.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

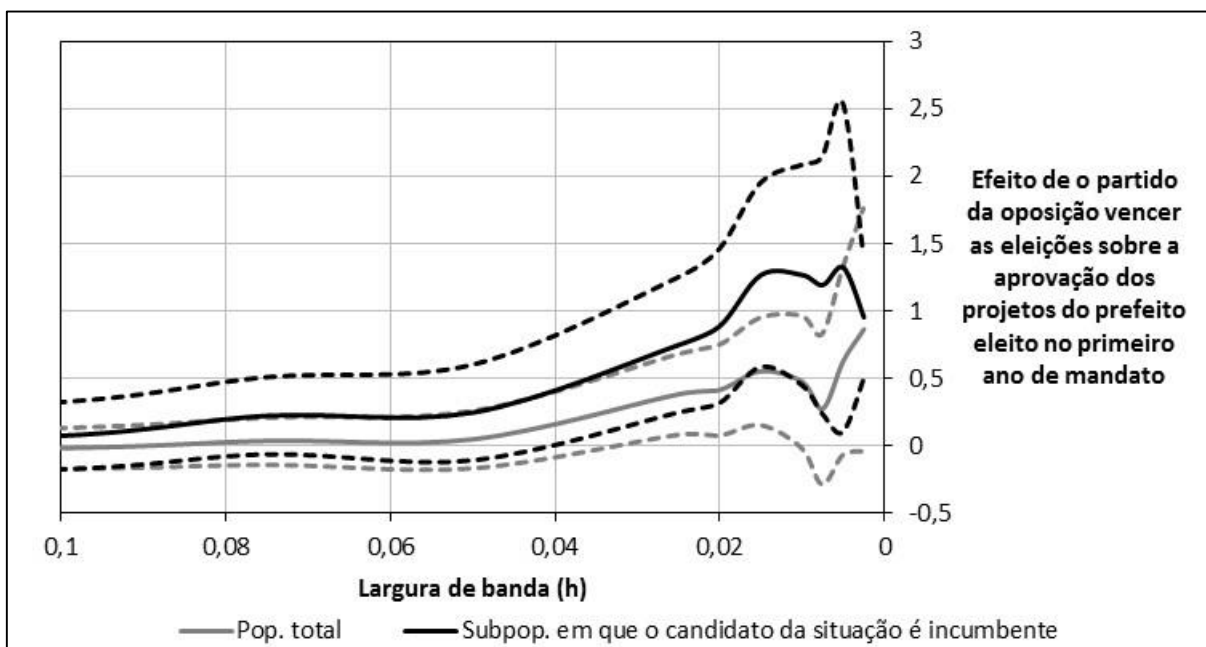


Gráfico 33 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita na população total e na subpopulação em que o candidato da situação era incumbente.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados para a população total e para a subpopulação especificada, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos. A especificação para as regressões é quadrática.

## 5.6 Discussão e mecanismos

Kerbaudy (2008) e Lopez (2004) discutem a relação entre os poderes executivo e legislativo a nível local (ou municipal) no Brasil e colocam em evidência a relação de clientelismo que se instala entre os agentes desses poderes. Segundo tais autores, por motivações políticas (ou simplesmente com o objetivo de perpetuar-se no poder), é comum que os vereadores tenham a necessidade de agradar seu eleitorado, o que não raro ocorre sob a forma de distribuição de favores, irregulares ou não. Para efetuar ou viabilizar tais operações, pode ocorrer de um vereador necessitar de recursos que estão sob o domínio do prefeito ou das secretarias municipais, e daí se estabeleceria um mecanismo de incentivos para que os vereadores apoiassem o prefeito, independentemente de sua orientação partidária. Em outras palavras, os vereadores forneceriam apoio ao prefeito em troca de recursos a serem distribuídos aos eleitores.

Uma força contrária a esse mecanismo seria a própria competição eleitoral e a atuação ideológica dos partidos políticos. De fato, Avelino, Biderman e Barone (2012) argumentam pela importância da articulação intrapartidária nas eleições brasileiras. Entretanto, um contraponto é feito por Kerbaudy (2008), que aponta para o enfraquecimento das lideranças partidárias nos municípios (tendo em vista ainda o multipartidarismo exacerbado do cenário brasileiro), de modo que o fator competição poderia não ser determinante nas relações executivo-legislativo a nível local.

Ao se examinar a questão de como a apresentação e a aprovação de projetos é influenciada pela eleição de um candidato da oposição, algumas hipóteses poderiam ser formuladas *a priori*. Por exemplo, poder-se-ia afirmar que, prevalecendo o mecanismo clientelista, os vereadores seriam indiferentes entre favorecer os projetos de um prefeito reeleito ou de um novo prefeito, desde que eles próprios fossem atendidos em sua necessidade de recursos. Por outro lado, a competição



eleitoral poderia levar a resultados diferentes caso os vereadores entendessem que o candidato eleito pela oposição constituísse uma ameaça política importante<sup>37</sup>.

Os resultados obtidos no presente trabalho contribuem para a discussão das questões expostas, mas não pretendem se manifestar de modo definitivo com relação a elas. Por um lado, as evidências obtidas a partir de todas as estimações nas maiores larguras de banda (em que se incluem aquelas realizadas por metodologia alternativa, e apresentadas na seção 5.3.1) apontariam para a inexistência de qualquer efeito da escolha do candidato da oposição em detrimento do candidato da situação sobre o número de projetos apresentados pelo prefeito ou sobre a aprovação destes por parte da câmara de vereadores. Nesse caso, a hipótese clientelista estaria fortalecida.

Por outro lado, reconhece-se uma predileção pelos resultados das análises e estimações nas menores larguras de banda. De fato, a metodologia de regressão descontínua está baseada em premissas de aleatoriedade local da atribuição do tratamento no entorno imediato do ponto de corte da *running variable*. Em outras palavras, para garantir que as amostras de tratamento e de controle sejam equivalentes em todas as suas características anteriores às eleições, tomar municípios em que a vitória ou a derrota da oposição ocorreu por uma estreita margem de votos parece a opção mais razoável.

Isso posto – e em que pese a grande variabilidade dos dados, que teve por efeito a amplificação dos erros e intervalos de confiança –, são interessantes os resultados obtidos para as menores larguras de banda, que apontam, com significância moderada, para uma menor apresentação de projetos por parte do prefeito eleito pela oposição, associada a uma maior aprovação dos mesmos por parte da câmara de vereadores.

No que diz respeito à apresentação de um menor número de projetos, propõe-se a título de explicação a hipótese de que em média o prefeito eleito pela oposição ainda

---

<sup>37</sup> Na maioria dos casos, o candidato eleito pela oposição estaria em seu primeiro mandato, com possibilidade de concorrer à reeleição no pleito seguinte. Desse modo, faria sentido que seus adversários políticos se empenhassem mais fortemente em desfavorecê-lo, com o intuito de minar suas chances de obter um novo sucesso nas urnas.

não teria tido a oportunidade de estruturar conexões (ou articulações) políticas que o permitissem uma produção equivalente à do prefeito da situação. Dito de outro modo, não seria espantoso se o prefeito da oposição, antevendo maiores dificuldades em sua relação com a câmara (por uma aumentada competição política), optasse por apresentar apenas os projetos com maior chance de aprovação. De quebra, esse argumento também estaria em sintonia com a maior probabilidade de aprovação dos projetos, observada por meio das análises.

Além disso, também é concordante com os argumentos do parágrafo anterior e com a hipótese de competição a acentuação dos efeitos nos casos: 1) de baixa renovação da câmara de vereadores (conforme exposto na seção 5.5.1), supostamente mais conservador e mais hostil ao prefeito iniciante; 2) de ausência de apoio do governador ao prefeito eleito (conforme a análise da seção 5.5.3); e 3) em que a comparação é feita exclusivamente quando o candidato da situação é incumbente (segundo o estudo da seção 5.5.4), e por hipótese mais articulado e com mais experiência em média que o candidato desafiante e neófito, da oposição.

Por fim, retoma-se aqui a constatação de que há correlação entre o percentual de vereadores aliados eleitos e a vitória do candidato da situação ou da oposição. Conforme exposto na seção 5.5.2, o cenário de alto percentual de aliados eleitos está mais associado à vitória da situação, e vice-versa – o que também aponta para o contexto de maior competição em média nos casos de vitória da oposição. Tal fato é relevante para a presente análise, ainda que não tenha sido possível estabelecer uma relação entre esse percentual e as variáveis resposta propriamente ditas.

## 6 CONCLUSÃO

O presente trabalho pretendeu aplicar ferramentas econométricas ao estudo de como a alternância de poder afeta a relação entre vereadores e prefeitos nos municípios brasileiros, tendo abordado mais especificamente a questão da maneira pela qual a eleição de um candidato da oposição afeta a apresentação e a aprovação de projetos na câmara.

Evidenciou-se, a partir da análise dos resultados, que prefeitos eleitos pela oposição tendem a apresentar menos projetos em seu primeiro ano de mandato do que se se houvesse elegido o candidato da situação. Em contrapartida, esse menor número de projetos parece ter maiores chances de acolhida irrestrita ou completa.

Em diálogo aberto com a literatura política que versa sobre a relação entre os poderes executivo e legislativo no âmbito municipal, uma explicação fornecida para essas constatações é a de que a competição política poderia ter influência preponderante no primeiro ano de mandato, e de tal maneira que o prefeito eleito pela oposição encontrasse maiores dificuldades em se articular politicamente – optando, então, por submeter ao crivo dos vereadores apenas aqueles projetos que tivessem maior probabilidade de ser aprovados.

Não obstante a discussão a respeito dos resultados, é forçoso observar que o grau de assertividade com que eles são enunciados não é máximo, dada a modesta significância estatística dos mesmos. Se, por um lado, a técnica de regressão descontínua empregada é considerada robusta na abordagem do problema eleitoral (e capaz de construir inferências causais consideradas sólidas), por outro, a grande variabilidade dos dados de produção legislativa foi um limitador importante.

Em decorrência natural dessa constatação, diz-se que seria interessante poder reavaliar a questão sob a posse de um conjunto de dados maior, o que seria conseguido caso o Censo Legislativo executado em 2005 fosse repetido com alguma recorrência. De quebra, isso também possibilitaria que as conclusões obtidas fossem desvinculadas de uma limitação temporal: poderia haver, por

exemplo, a possibilidade de que outros pleitos, que não os de 2004, fossem incorporados ao estudo, e também de que outros momentos do mandato, além do primeiro ano, fossem analisados.

De toda maneira, outra sugestão pertinente é que a mesma metodologia (compreendida aqui como o conjunto formado pela técnica de regressão descontínua e pelo contexto eleitoral a que ela foi aplicada) seja consagrada ao estudo de outras variáveis resposta. Ter-se-ia, assim, a verificação de como a alternância de poder (ou sua contraparte, a reeleição) afetam outros aspectos da dinâmica política posterior ao pleito.

## REFERÊNCIAS

AVELINO, G.; BIDERMAN, C.; BARONE, L. S. *Articulações Intrapartidárias e Desempenho Eleitoral no Brasil*. DADOS – Revista de Ciências Sociais, Rio de Janeiro, v. 55, n. 4, p. 987-1013, 2012.

BRAMBOR, T.; CENEVIVA, R. *Reeleição e continuísmo nos municípios brasileiros*. Novos Estudos - CEBRAP, n. 93, p. 9-21, 2012.

BRASIL. Constituição (1988). Emenda Constitucional nº 16, de 4 de junho de 1997. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/constituicao/Emendas/Emc/emc16.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/Emendas/Emc/emc16.htm)>. Acesso em 11 nov. 2014.

CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; TITIUNIK, R. *Robust Data-Driven Inference in the Regression-Discontinuity Design*. The Stata Journal, 2014a. No prelo. Disponível em <[http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/papers/Calonico-Cattaneo-Titiunik\\_2014\\_Stata.pdf](http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/papers/Calonico-Cattaneo-Titiunik_2014_Stata.pdf)>. Acesso em 29 nov. 2014.

\_\_\_\_\_. *Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs*. Econometrica, 2014b. No prelo. Disponível em <[http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/papers/Calonico-Cattaneo-Titiunik\\_2014\\_ECMA.pdf](http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/papers/Calonico-Cattaneo-Titiunik_2014_ECMA.pdf)>. Acesso em 29 nov. 2014.

\_\_\_\_\_. *Optimal Data-Driven Regression Discontinuity Plots*. Inédito. [Michigan]: 2014c. Disponível em <<http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/papers/RD-rdplot.pdf>>. Acesso em 29 nov. 2014.

CATTANEO, M. D.; FRANDSEN, B. R.; TITIUNIK, R. *Randomization Inference in the Regression Discontinuity Design: An Application to Party Advantages in the U.S. Senate*. Journal of Causal Inference, 2014. No prelo. Disponível em <[http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/papers/Cattaneo-Frandsen-Titiunik\\_2014\\_JCI.pdf](http://www-personal.umich.edu/~cattaneo/papers/Cattaneo-Frandsen-Titiunik_2014_JCI.pdf)>. Acesso em 29 nov. 2014.

FERRAZ, C.; FINAN, F. *Motivating Politicians: the Impacts of Monetary Incentives on Quality and Performance*. National Bureau of Economic Research Working Paper Series. Cambridge, 2009. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w14906>>. Acesso em 12 fev. 2015.

GELMAN, A.; IMBENS, G. W. *Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs*. Inédito. [New York]: 2014. Disponível em <<http://>>

[www.stat.columbia.edu/~gelman/research/unpublished/regression\\_discontinuity\\_14aug02.pdf](http://www.stat.columbia.edu/~gelman/research/unpublished/regression_discontinuity_14aug02.pdf)>. Acesso em 7 set. 2014.

IMBENS, G.; KALYANARAMAN, K. *Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator*. Review of Economic Studies, v. 79, n. 3, p. 933-959, 2012.

IMBENS, G. W.; LEMIEUX, T. *Regression discontinuity designs: A guide to practice*. Journal of Econometrics, v. 142, n. 2, p. 615-635, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Tabela 21: Produto interno bruto a preços correntes, impostos, líquidos de subsídios, sobre produtos a preços correntes e valor adicionado bruto a preços correntes total e por atividade econômica, e respectivas participações*. [S.l.]: 2014a. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&c=21>>. Acesso em: 2 ago. 2014.

\_\_\_\_\_. *Tabela 202: População residente por sexo e situação do domicílio*. [S.l.]: 2014b. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&c=202>>. Acesso em 2 ago. 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. *Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013*. [Brasília], 2013. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/download/>>. Acesso em 3 ago. 2014.

van der KLAUW, W. *Regression-Discontinuity Analysis: A Survey of Recent Developments in Economics*. LABOUR, v. 22, n. 2, p. 219-245, 2008.

KERBAUY, M. T. M. *Legislativo municipal, organização partidária e coligações partidárias*. Cadernos Gestão Pública e Cidadania, São Paulo, v. 13, n. 53, p. 65-83, 2008.

LEE, D. S. *Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections*. Journal of Econometrics, v. 142, n. 2, p. 675-697, 2008.

LEE, D. S.; LEMIEUX, T. *Regression Discontinuity Designs in Economics*. Journal of Economic Literature, American Economic Association, v. 48, n. 2, p. 281-355, 2010.

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

McCRARY, J. *Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test*. Journal of Econometrics, v. 142, n. 2, p. 698-714, 2008.

MENEGUIN, F. B.; BUGARIN, M. S. *Reeleição e política fiscal: um estudo dos efeitos da reeleição nos gastos públicos*. Economia Aplicada, v. 5, n. 3, p. 601-622, 2001.

NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. *A Emenda da Reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal: impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos estados (1986-2002)*. Economia Aplicada, v. 10, n. 3, p. 377-397, 2006.

PEREIRA, C.; RENNO, L. *O que é que o reeleito tem? O retorno: o esboço de uma teoria da reeleição no Brasil*. Revista de Economia Política, v. 27, n. 4, p. 664-683, 2007.

SECRETARIA ESPECIAL DO INTERLEGIS. *Censo do Legislativo*. Brasília: 2013a. Disponível em: <[http://www.interlegis.leg.br/produtos\\_servicos/informacao/censo](http://www.interlegis.leg.br/produtos_servicos/informacao/censo)>. Acesso em: 27 abr. 2014.

\_\_\_\_\_. *I Censo Legislativo: um marco na história do Interlegis*. Brasília: 2013b. Disponível em: <[http://www.interlegis.leg.br/produtos\\_servicos/informacao/censo/metodologia\\_pesquisa.pdf](http://www.interlegis.leg.br/produtos_servicos/informacao/censo/metodologia_pesquisa.pdf)>. Acesso em: 27 abr. 2014.

\_\_\_\_\_. *O Interlegis*. Brasília: 2013c. Disponível em: <<http://www.interlegis.leg.br/institucional>>. Acesso em: 8 nov. 2014.

SILVA, P. C. *O Poder Legislativo Municipal: Estrutura, Composição e Produção*. 2014. 262 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Política) – Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014.

THISTLETHWAITE, D. L.; CAMPBELL, D. T. *Regression-discontinuity analysis: an alternative to the ex post facto experiment*. The Journal of Educational Psychology, v. 51, n. 6, p. 309-317, 1960.

TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL. *Repositório de dados eleitorais*. Brasília: 2014. Disponível em: <<http://www.tse.jus.br/eleicoes/estatisticas/repositorio-de-dados-eleitorais>>. Acesso em 27 abr. 2014.

\_\_\_\_\_. *Resultados das eleições 2002*. Brasília: 2011. Disponível em: <<http://www.tse.jus.br/eleicoes/eleicoes-antiores/eleicoes-2002/resultado-da-eleicao-2002>>. Acesso em 8 set. 2014.



## APÊNDICES

## Apêndice A – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS ADICIONAIS

Tabela 5 – Estatísticas descritivas para as variáveis relacionadas a vereadores eleitos em 2000

Estatística	Variável: número de vereadores eleitos em 2000	Variável: percentual de vereadores da situação antes da eleição de 2004
Número total de observações	3 884	3 884
Número de obs. <i>não-missing</i>	3 861	3 861
Número de obs. <i>missing</i>	23	23
Média	10,8	0,500
Desvio-padrão	3,0	0,199
Mínimo	9	0,000
1º percentil	9	0,091
5º percentil	9	0,214
10º percentil	9	0,231
25º percentil	9	0,333
Mediana	9	0,462
75º percentil	11	0,636
90º percentil	15	0,778
95º percentil	17	0,889
99º percentil	21	1,000
Máximo	55	1,000

Fonte: TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL, 2014.

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

O público (seleção de municípios) de partida para a criação dessas variáveis era aquele para o qual se definiu a coligação de situação e de oposição. Por essa razão, tinham-se 3884 observações em potencial.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas para as variáveis relacionadas a vereadores eleitos em 2004

Estatística	Variável: percentual de renovação da câmara dos vereadores em 2004	Variável: percentual de vereadores aliados ao prefeito eleito em 2004 (construída após cruzamento de todos os dados)
Número total de observações	5 561	3 232
Número de obs. não- <i>missing</i>	5 561	3 232
Número de obs. <i>missing</i>	0	0
Média	0,593	0,538
Desvio-padrão	0,173	0,164
Mínimo	0,000	0,000
1º percentil	0,222	0,111
5º percentil	0,333	0,222
10º percentil	0,333	0,333
25º percentil	0,444	0,444
Mediana	0,556	0,556
75º percentil	0,667	0,667
90º percentil	0,778	0,778
95º percentil	0,889	0,778
99º percentil	1,000	1,000
Máximo	1,000	1,000

Fonte: TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL, 2014

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

Tabela 7 – Estatísticas descritivas das variáveis brutas extraídas do IBGE

Estatística	Variável: população do município segundo o censo de 2000	Variável: Produto Interno Bruto do município no ano de 2003 a valores correntes (em milhares de R\$)
Número total de observações	5 565	5 565
Número de obs. não- <i>missing</i>	5 507	5 560
Número de obs. <i>missing</i>	58	5
Média	30 833	305 746
Desvio-padrão	186 751	3 378 392
Mínimo	795	3 206
1º percentil	1 768	5 678
5º percentil	2 483	9 183
10º percentil	3 138	12 203
25º percentil	5 151	21 098
Mediana	10 418	43 966
75º percentil	21 379	109 990
90º percentil	47 273	354 393
95º percentil	85 065	806 880
99º percentil	330 241	4 244 284
Máximo	10 434 252	209 555 133

Fonte: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2013

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Tabela 8 – Estatísticas descritivas da variável de IDH, extraída do IPEA

Estatística	Variável: Índice de Desenvolvimento Humano do município em 2000
Número total de observações	5 565
Número de obs. não- <i>missing</i>	5 565
Número de obs. <i>missing</i>	0
Média	0,523
Desvio-padrão	0,104
Mínimo	0,208
1º percentil	0,307
5º percentil	0,357
10º percentil	0,383
25º percentil	0,436
Mediana	0,533
75º percentil	0,609
90º percentil	0,656
95º percentil	0,678
99º percentil	0,718
Máximo	0,820

Fonte: INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2013

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Tabela 9 – Estatísticas descritivas para as variáveis de população e PIB per capita, dadas no conjunto de registros selecionados para a análise

Estatística	Variável: população do município segundo o censo de 2000	Variável: PIB per capita do município no ano de 2003 a valores correntes (em milhares de R\$)
Número total de observações	3 232	3 232
Número de obs. não- <i>missing</i>	3 210	3 210
Número de obs. <i>missing</i>	22	22
Média	18 726	6,4
Desvio-padrão	30 256	7,3
Mínimo	795	1,0
1º percentil	1 779	1,4
5º percentil	2 462	1,7
10º percentil	3 050	1,9
25º percentil	4 827	2,5
Mediana	9 729	4,7
75º percentil	19 004	7,8
90º percentil	39 109	11,9
95º percentil	65 034	15,9
99º percentil	174 879	35,3
Máximo	393 569	156,9

Fonte: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2013

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

## Apêndice B – DADOS DAS FUNÇÕES DE CROSS-VALIDAÇÃO

Tabela 10 – Valores das funções de *cross-validação* de ordem 0, para determinação da largura de banda para análise gráfica

(continua)

Largura de banda	Função de cross-validação $O(0)$ para projetos apresentados	Função de cross-validação $O(0)$ para projetos apresentados, adimensionalizada pelo valor em $h=0,5$	Função de cross-validação $O(0)$ para indicador de aprovação	Função de cross-validação $O(0)$ para indicador de aprovação, adimensionalizada pelo valor em $h=0,5$
0,00100	240,2	1,140	0,2840	1,148
0,00110	237,7	1,127	0,2787	1,126
0,00120	234,8	1,114	0,2764	1,117
0,00130	233,1	1,106	0,2728	1,102
0,00140	230,2	1,092	0,2713	1,096
0,00150	228,8	1,085	0,2683	1,084
0,00160	229,1	1,087	0,2656	1,073
0,00170	228,3	1,083	0,2640	1,067
0,00180	227,4	1,079	0,2647	1,070
0,00190	227,1	1,077	0,2634	1,064
0,00200	226,8	1,076	0,2626	1,061
0,00225	224,5	1,065	0,2602	1,052
0,00250	223,4	1,060	0,2592	1,047
0,00300	219,7	1,042	0,2567	1,037
0,00400	216,4	1,026	0,2544	1,028
0,00500	215,6	1,023	0,2520	1,018
0,00600	214,8	1,019	0,2510	1,014
0,00700	214,4	1,017	0,2512	1,015
0,00800	213,9	1,015	0,2511	1,015
0,00900	213,5	1,013	0,2507	1,013
0,01000	213,6	1,013	0,2508	1,013
0,01250	213,2	1,011	0,2503	1,012
0,01500	212,8	1,010	0,2499	1,010
0,02000	212,5	1,008	0,2486	1,004

Tabela 10 – Valores das funções de *cross-validação* de ordem 0, para determinação da largura de banda para análise gráfica

(conclusão)				
Largura de banda	Função de cross-validação $O(0)$ para projetos apresentados	Função de cross-validação $O(0)$ para projetos apresentados, adimensionalizada pelo valor em $h=0,5$	Função de cross-validação $O(0)$ para indicador de aprovação	Função de cross-validação $O(0)$ para indicador de aprovação, adimensionalizada pelo valor em $h=0,5$
0,03000	211,7	1,004	0,2474	1,000
0,04000	211,3	1,002	0,2475	1,000
0,05000	211,6	1,004	0,2472	0,999
0,06000	211,4	1,003	0,2472	0,999
0,07000	210,9	1,000	0,2469	0,998
0,08000	210,8	1,000	0,2470	0,998
0,09000	210,9	1,001	0,2469	0,998
0,10000	210,8	1,000	0,2469	0,998
0,12500	210,9	1,001	0,2470	0,998
0,15000	210,9	1,000	0,2472	0,999
0,20000	210,8	1,000	0,2473	0,999
0,25000	210,8	1,000	0,2474	1,000
0,30000	210,8	1,000	0,2473	0,999
0,40000	210,8	1,000	0,2474	1,000
0,50000	210,8	1,000	0,2475	1,000

Fonte: Elaboração própria.



Tabela 11 – Valores das funções de *cross-validação* de ordem 1, para determinação da largura de banda para regressões lineares locais

(continua)

Largura de banda, h (%)	Função de cross- validação O(1) para projetos apresentados	Função de cross- validação O(1) para projetos apresentados, adimensionalizada pelo valor em h=0,5	Função de cross- validação O(1) para indicador de aprovação	Função de cross- validação O(1) para indicador de aprovação, adimensionalizada pelo valor em h=0,5
0,00150	309,2	1,464	0,374	1,514
0,00160	298,1	1,412	0,360	1,457
0,00170	286,7	1,358	0,348	1,408
0,00180	279,0	1,321	0,340	1,375
0,00190	275,8	1,306	0,336	1,361
0,00200	270,2	1,280	0,327	1,321
0,00225	264,1	1,251	0,315	1,273
0,00250	259,8	1,230	0,306	1,238
0,00300	252,6	1,196	0,294	1,189
0,00400	240,0	1,137	0,280	1,133
0,00500	231,6	1,097	0,274	1,110
0,00600	227,6	1,078	0,268	1,086
0,00700	225,0	1,065	0,264	1,070
0,00800	223,4	1,058	0,261	1,056
0,00900	222,6	1,054	0,260	1,053
0,01000	220,7	1,045	0,259	1,046
0,01250	219,3	1,039	0,256	1,035
0,01500	218,2	1,033	0,256	1,034
0,02000	216,4	1,025	0,255	1,031
0,03000	214,9	1,018	0,252	1,019
0,04000	213,9	1,013	0,250	1,011
0,05000	212,4	1,006	0,250	1,010
0,06000	212,7	1,007	0,249	1,008
0,07000	213,0	1,009	0,249	1,008
0,08000	212,5	1,007	0,249	1,005
0,09000	212,0	1,004	0,248	1,004
0,10000	212,0	1,004	0,248	1,003

Tabela 11 – Valores das funções de *cross-validação* de ordem 1, para determinação da largura de banda para regressões lineares locais

Largura de banda, h (%)	(conclusão)			
	Função de cross- validação O(1) para projetos apresentados	Função de cross- validação O(1) para projetos apresentados, adimensionalizada pelo valor em $h=0,5$	Função de cross- validação O(1) para indicador de aprovação	Função de cross- validação O(1) para indicador de aprovação, adimensionalizada pelo valor em $h=0,5$
0,12500	211,4	1,001	0,248	1,002
0,15000	211,6	1,002	0,247	1,000
0,20000	211,4	1,001	0,247	1,001
0,25000	211,1	1,000	0,247	1,000
0,30000	211,0	0,999	0,247	0,999
0,40000	211,1	1,000	0,247	0,999
0,50000	211,2	1,000	0,247	1,000

Fonte: Elaboração própria.

## Apêndice C – GRÁFICOS ADICIONAIS DE ANÁLISE GRÁFICA

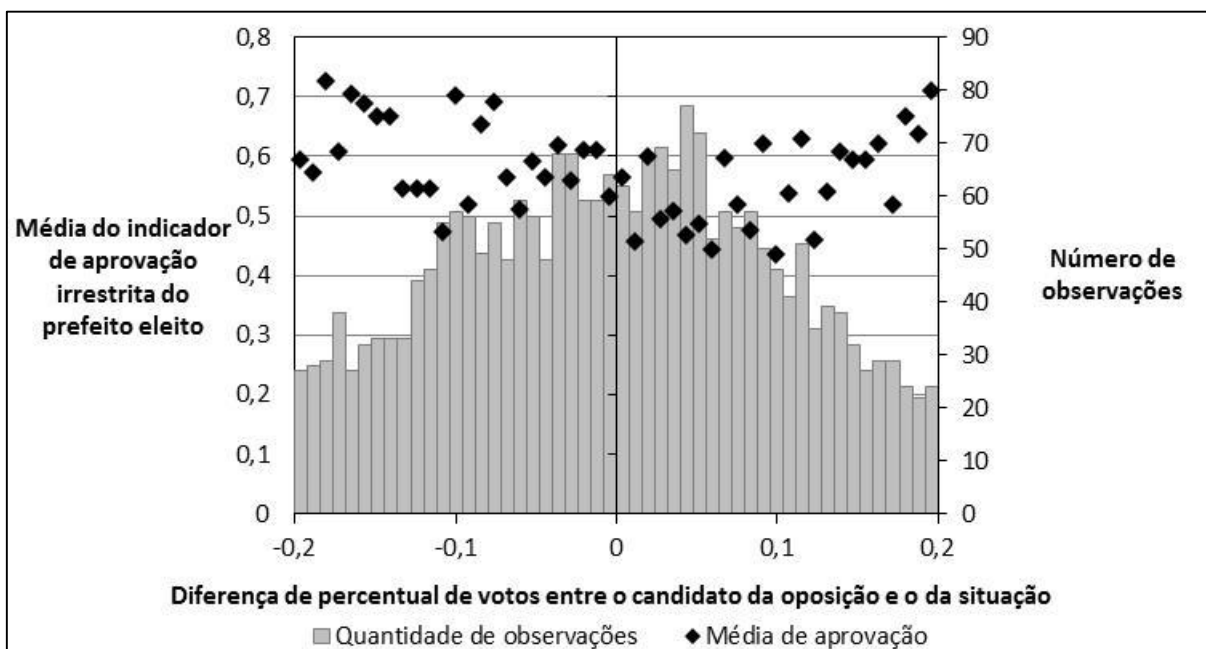


Gráfico 34 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos, no intervalo entre -20% e +20%.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos representam a média da variável resposta, mensurada no eixo à esquerda, contra o ponto médio da faixa de largura  $h = 0,008$  (ou 0,8%). As barras representam o número de observações em cada faixa, mensurado no eixo à direita.

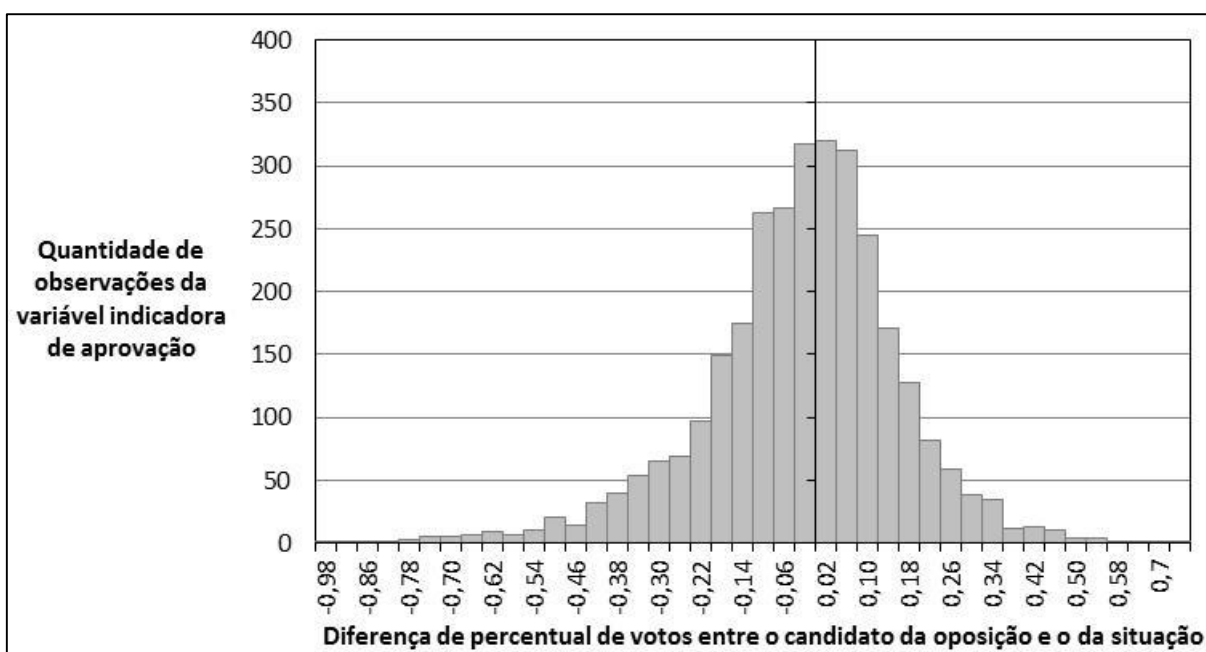


Gráfico 35 – Número de observações da variável resposta indicadora de aprovação irrestrita do prefeito por faixa da margem de votos.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A largura de banda empregada nesta representação é de 0,04 (ou 4%). Demais observações da nota do Gráfico 34 deste apêndice também se aplicam aqui.

# Apêndice D – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO EFEITO DO TRATAMENTO SOBRE A RESPOSTA

Tabela 12 – Resultados das estimações para o efeito do tratamento sobre as variáveis resposta

(continua)

Variável resposta	Largura de banda	Especificação (ordem do polinômio)	Inferência com erros robustos?	Estimativa do parâmetro $\tau$ (efeito do tratamento sobre a resposta)	Erro padrão	Estatística t	p-Valor	Número de observações para a estimação
Num. proj. apres.	0,5000	Linear	Não	0,7179	0,797	0,900	0,368	3 157
Num. proj. apres.	0,4000	Linear	Não	0,7325	0,838	0,870	0,382	3 073
Num. proj. apres.	0,3000	Linear	Não	0,4299	0,912	0,470	0,637	2 878
Num. proj. apres.	0,2000	Linear	Não	0,3484	1,046	0,330	0,739	2 503
Num. proj. apres.	0,1500	Linear	Não	0,6305	1,193	0,530	0,597	2 126
Num. proj. apres.	0,1000	Linear	Não	0,4357	1,440	0,300	0,762	1 575
Num. proj. apres.	0,0750	Linear	Não	0,6396	1,685	0,380	0,704	1 231
Num. proj. apres.	0,0500	Linear	Não	-0,9950	2,026	-0,490	0,624	856
Num. proj. apres.	0,0250	Linear	Não	-3,1064	2,881	-1,080	0,281	415
Num. proj. apres.	0,0200	Linear	Não	-6,2419	3,169	-1,970	0,050 **	327
Num. proj. apres.	0,0150	Linear	Não	-6,5982	3,738	-1,770	0,079 *	239
Num. proj. apres.	0,0100	Linear	Não	-6,4147	4,858	-1,320	0,189	161
Num. proj. apres.	0,0075	Linear	Não	-10,4118	5,521	-1,890	0,062 *	129
Num. proj. apres.	0,0050	Linear	Não	-12,4046	6,366	-1,950	0,055 *	81
Num. proj. apres.	0,0025	Linear	Não	-20,8157	10,704	-1,940	0,060 *	37

Tabela 12 – Resultados das estimações para o efeito do tratamento sobre as variáveis resposta

(continuação)

Variável resposta	Largura de banda	Especificação (ordem do polinômio)	Inferência com erros robustos?	Estimativa do parâmetro $\tau$ (efeito do tratamento sobre a resposta)	Erro padrão	Estatística t	p-Valor	Número de observações para a estimação
Num. proj. apres.	0,5000	Quadrática	Não	0,2184	1,106	0,200	0,844	3 157
Num. proj. apres.	0,4000	Quadrática	Não	-0,1766	1,186	-0,150	0,882	3 073
Num. proj. apres.	0,3000	Quadrática	Não	0,1278	1,313	0,100	0,922	2 878
Num. proj. apres.	0,2000	Quadrática	Não	0,1636	1,546	0,110	0,916	2 503
Num. proj. apres.	0,1500	Quadrática	Não	-0,5689	1,784	-0,320	0,750	2 126
Num. proj. apres.	0,1000	Quadrática	Não	-0,7307	2,178	-0,340	0,737	1 575
Num. proj. apres.	0,0750	Quadrática	Não	-2,6812	2,534	-1,060	0,290	1 231
Num. proj. apres.	0,0500	Quadrática	Não	-4,1379	3,031	-1,370	0,173	856
Num. proj. apres.	0,0250	Quadrática	Não	-9,6580	4,362	-2,210	0,027 **	415
Num. proj. apres.	0,0200	Quadrática	Não	-8,1177	4,900	-1,660	0,099 *	327
Num. proj. apres.	0,0150	Quadrática	Não	-8,3043	5,781	-1,440	0,152	239
Num. proj. apres.	0,0100	Quadrática	Não	-14,7010	7,106	-2,070	0,040 **	161
Num. proj. apres.	0,0075	Quadrática	Não	-12,9762	7,997	-1,620	0,107	129
Num. proj. apres.	0,0050	Quadrática	Não	-16,7943	9,456	-1,780	0,080 *	81
Num. proj. apres.	0,0025	Quadrática	Não	-9,4952	14,307	-0,660	0,512	37
Num. proj. apres.	0,1000	Quadrática	Sim	-0,7307	2,188	-0,330	0,738	1 575
Num. proj. apres.	0,0750	Quadrática	Sim	-2,6812	2,501	-1,070	0,284	1 231

Tabela 12 – Resultados das estimações para o efeito do tratamento sobre as variáveis resposta

(continuação)

Variável resposta	Largura de banda	Especificação (ordem do polinômio)	Inferência com erros robustos?	Estimativa do parâmetro $\tau$ (efeito do tratamento sobre a resposta)	Erro padrão	Estatística t	p-Valor	Número de observações para a estimação
Num. proj. apres.	0,0500	Quadrática	Sim	-4,1379	3,085	-1,340	0,180	856
Num. proj. apres.	0,0250	Quadrática	Sim	-9,6580	4,354	-2,220	0,027 **	415
Num. proj. apres.	0,0200	Quadrática	Sim	-8,1177	5,089	-1,600	0,112	327
Num. proj. apres.	0,0150	Quadrática	Sim	-8,3043	5,854	-1,420	0,157	239
Num. proj. apres.	0,0100	Quadrática	Sim	-14,7010	6,767	-2,170	0,031 **	161
Num. proj. apres.	0,0075	Quadrática	Sim	-12,9762	7,092	-1,830	0,070 *	129
Num. proj. apres.	0,0050	Quadrática	Sim	-16,7943	7,725	-2,170	0,033 **	81
Num. proj. apres.	0,0025	Quadrática	Sim	-9,4952	8,427	-1,130	0,268	37
Aprov. irrestrita	0,5000	Linear	Não	-0,0526	0,029	-1,840	0,066 *	2 979
Aprov. irrestrita	0,4000	Linear	Não	-0,0679	0,030	-2,260	0,024 **	2 896
Aprov. irrestrita	0,3000	Linear	Não	-0,0871	0,033	-2,670	0,008 ***	2 712
Aprov. irrestrita	0,2000	Linear	Não	-0,0792	0,037	-2,110	0,035 **	2 347
Aprov. irrestrita	0,1500	Linear	Não	-0,0766	0,042	-1,810	0,071 *	1 995
Aprov. irrestrita	0,1000	Linear	Não	-0,0439	0,051	-0,860	0,389	1 477
Aprov. irrestrita	0,0750	Linear	Não	-0,0604	0,059	-1,020	0,307	1 150
Aprov. irrestrita	0,0500	Linear	Não	-0,0156	0,072	-0,220	0,829	798
Aprov. irrestrita	0,0250	Linear	Não	-0,0495	0,102	-0,480	0,629	390

Tabela 12 – Resultados das estimações para o efeito do tratamento sobre as variáveis resposta

(continuação)

Variável resposta	Largura de banda	Especificação (ordem do polinômio)	Inferência com erros robustos?	Estimativa do parâmetro $\tau$ (efeito do tratamento sobre a resposta)	Erro padrão	Estatística t	p-Valor	Número de observações para a estimação
Aprov. irrestrita	0,0200	Linear	Não	0,1116	0,113	0,990	0,325	305
Aprov. irrestrita	0,0150	Linear	Não	0,1862	0,134	1,390	0,167	221
Aprov. irrestrita	0,0100	Linear	Não	0,3966	0,169	2,350	0,020 **	148
Aprov. irrestrita	0,0075	Linear	Não	0,4600	0,191	2,410	0,017 **	118
Aprov. irrestrita	0,0050	Linear	Não	0,2824	0,234	1,210	0,232	72
Aprov. irrestrita	0,0025	Linear	Não	0,6886	0,323	2,130	0,041 **	34
Aprov. irrestrita	0,5000	Quadrática	Não	-0,0977	0,040	-2,460	0,014 **	2 979
Aprov. irrestrita	0,4000	Quadrática	Não	-0,0872	0,043	-2,050	0,041 **	2 896
Aprov. irrestrita	0,3000	Quadrática	Não	-0,0613	0,047	-1,300	0,193	2 712
Aprov. irrestrita	0,2000	Quadrática	Não	-0,0421	0,055	-0,760	0,448	2 347
Aprov. irrestrita	0,1500	Quadrática	Não	-0,0339	0,064	-0,530	0,594	1 995
Aprov. irrestrita	0,1000	Quadrática	Não	-0,0175	0,077	-0,230	0,821	1 477
Aprov. irrestrita	0,0750	Quadrática	Não	0,0353	0,089	0,390	0,693	1 150
Aprov. irrestrita	0,0500	Quadrática	Não	0,0481	0,109	0,440	0,659	798
Aprov. irrestrita	0,0250	Quadrática	Não	0,3829	0,153	2,500	0,013 **	390
Aprov. irrestrita	0,0200	Quadrática	Não	0,4151	0,172	2,410	0,017 **	305
Aprov. irrestrita	0,0150	Quadrática	Não	0,5543	0,204	2,710	0,007 ***	221

Tabela 12 – Resultados das estimações para o efeito do tratamento sobre as variáveis resposta

Variável resposta	Largura de banda	Especificação (ordem do polinômio)	Inferência com erros robustos?	Estimativa do parâmetro $\tau$ (efeito do tratamento sobre a resposta)	Erro padrão	Estatística t	p-Valor	(conclusão)
								Número de observações para a estimação
Aprov. irrestrita	0,0100	Quadrática	Não	0,4765	0,250	1,910	0,058 *	148
Aprov. irrestrita	0,0075	Quadrática	Não	0,2758	0,283	0,980	0,331	118
Aprov. irrestrita	0,0050	Quadrática	Não	0,6312	0,350	1,800	0,076 *	72
Aprov. irrestrita	0,0025	Quadrática	Não	0,8647	0,441	1,960	0,060 *	34
Aprov. irrestrita	0,1000	Quadrática	Sim	-0,0175	0,078	-0,230	0,822	1 477
Aprov. irrestrita	0,0750	Quadrática	Sim	0,0353	0,089	0,400	0,692	1 150
Aprov. irrestrita	0,0500	Quadrática	Sim	0,0481	0,109	0,440	0,658	798
Aprov. irrestrita	0,0250	Quadrática	Sim	0,3829	0,151	2,540	0,011 **	390
Aprov. irrestrita	0,0200	Quadrática	Sim	0,4151	0,171	2,420	0,016 **	305
Aprov. irrestrita	0,0150	Quadrática	Sim	0,5543	0,199	2,780	0,006 ***	221
Aprov. irrestrita	0,0100	Quadrática	Sim	0,4765	0,237	2,010	0,047 **	148
Aprov. irrestrita	0,0075	Quadrática	Sim	0,2758	0,269	1,030	0,308	118
Aprov. irrestrita	0,0050	Quadrática	Sim	0,6312	0,298	2,120	0,038 **	72
Aprov. irrestrita	0,0025	Quadrática	Sim	0,8647	0,385	2,240	0,033 **	34

Fonte: Elaboração própria.

Nota: São apresentados os resultados das estimações para o efeito da eleição do candidato da oposição sobre as variáveis resposta de número de projetos apresentados pelo prefeito (abreviada como Num. proj. apres.) e indicador de aprovação irrestrita do prefeito (Aprov. irrestrita). O p-valor indicado na penúltima coluna da tabela é aquele associado à verificação da hipótese nula de que a estimativa obtida para esse efeito é zero.



## Apêndice E – OUTPUTS DAS ESTIMAÇÕES ALTERNATIVAS

```
. rdrobust proj_apres_prefeito_2005_out90 dif_pct_votos_colig_opos
Preparing data.
Computing bandwidth selectors.
Computing variance-covariance matrix.
Computing RD estimates.
Estimation completed.
```

Sharp RD estimates using local polynomial regression.

Cutoff c = 0	Left of c	Right of c	
Number of obs	1071	1090	Number of obs = 3232
order loc. poly. (p)	1	1	NN matches = 3
order bias (q)	2	2	BW type = CCT
BW loc. poly. (h)	0.154	0.154	kernel type = Triangular
BW bias (b)	0.260	0.260	
rho (h/b)	0.592	0.592	

Outcome: proj\_apres\_prefeito\_2005\_out90. Running variable: dif\_pct\_votos\_colig\_opos.

Method	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Conventional	.20032	1.3112	0.1528	0.879	-2.36956 2.77021
Robust	-	-	0.0900	0.928	-2.90766 3.1875

Figura 1 – Output STATA® da estimação alternativa para o efeito do tratamento sobre a resposta de número de projetos apresentados pelo prefeito.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O comando proposto por Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014a) foi usado na estimação alternativa. Na figura é indicada a seleção da banda de 0,154 e a estimação para o efeito do tratamento sobre o número de projetos apresentados de 0,20032, porém sem significância estatística (o p-valor de 0,879 não permite rejeitar a hipótese nula de que seu valor verdadeiro é zero).

```
. rdrobust ind_aprov_irrestrita_out90 dif_pct_votos_colig_opos
Preparing data.
Computing bandwidth selectors.
Computing variance-covariance matrix.
Computing RD estimates.
Estimation completed.
```

Sharp RD estimates using local polynomial regression.

Cutoff c = 0	Left of c	Right of c	
Number of obs	940	968	Number of obs = 3051
order loc. poly. (p)	1	1	NN matches = 3
order bias (q)	2	2	BW type = CCT
BW loc. poly. (h)	0.140	0.140	kernel type = Triangular
BW bias (b)	0.251	0.251	
rho (h/b)	0.556	0.556	

Outcome: ind\_aprov\_irrestrita\_out90. Running variable: dif\_pct\_votos\_colig\_opos.

Method	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Conventional	-.05557	.04699	-1.1827	0.237	-.147666 .036522
Robust	-	-	-0.8126	0.416	-.151627 .062747

Figura 2 – Output STATA® da estimação alternativa para o efeito do tratamento sobre a resposta indicadora de aprovação irrestrita do prefeito.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Na figura é indicada a seleção de banda de 0,140, e a estimação para o efeito do tratamento sobre a aprovação irrestrita de -0,05557, sem significância estatística (p-valor de 0,237).

## Apêndice F – GRÁFICOS ADICIONAIS DA ANÁLISE DE SUBPOPULAÇÕES

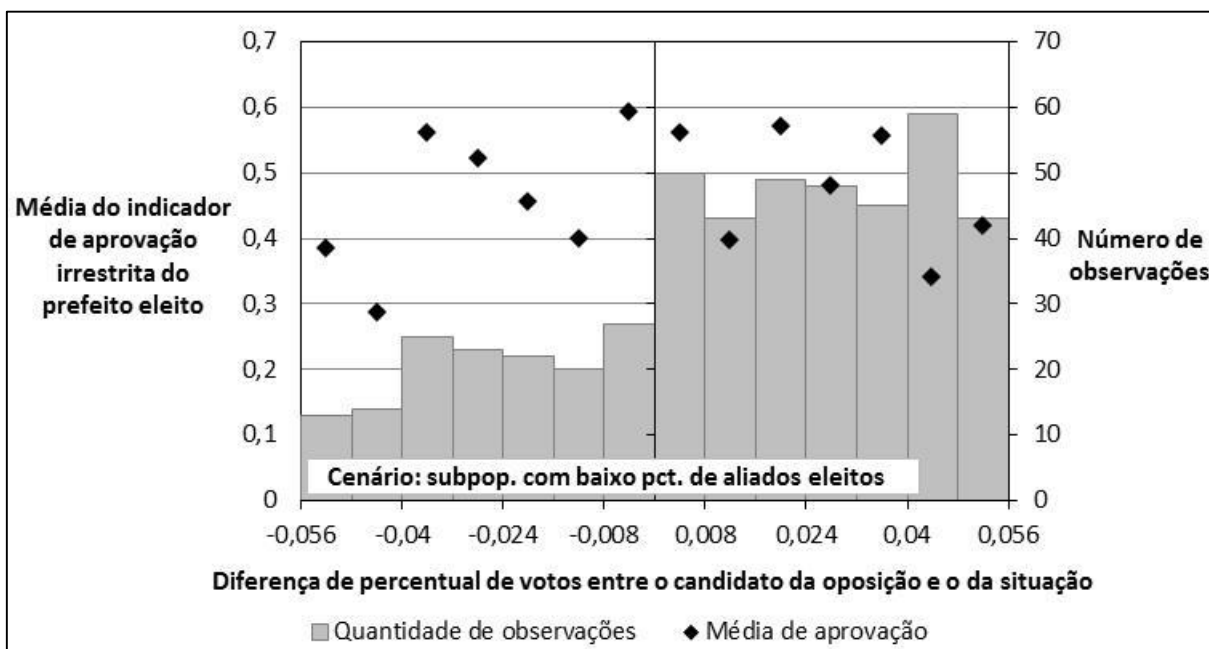


Gráfico 36 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de baixo percentual de aliados.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos representam a média da variável resposta, mensurada no eixo à esquerda, contra o ponto médio da faixa de largura  $h = 0,008$  (ou 0,8%). As barras representam o número de observações em cada faixa, mensurado no eixo à direita.

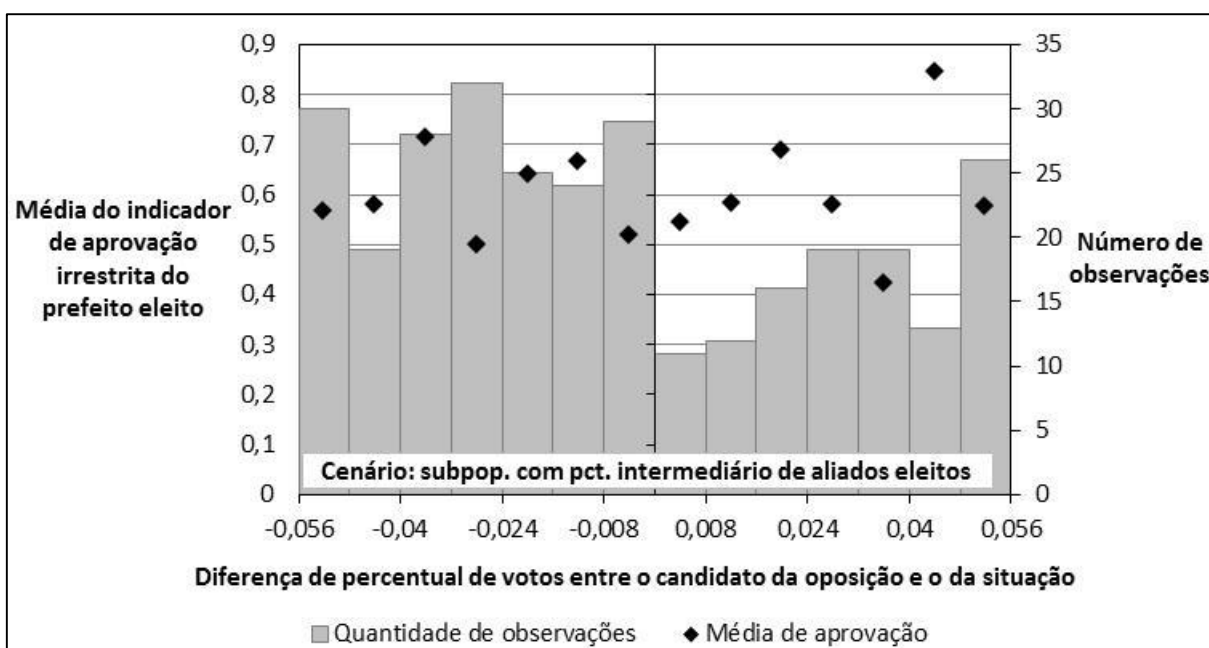


Gráfico 37 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de percentual intermediário de aliados.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Observações da nota do Gráfico 36 deste apêndice também se aplicam aqui.

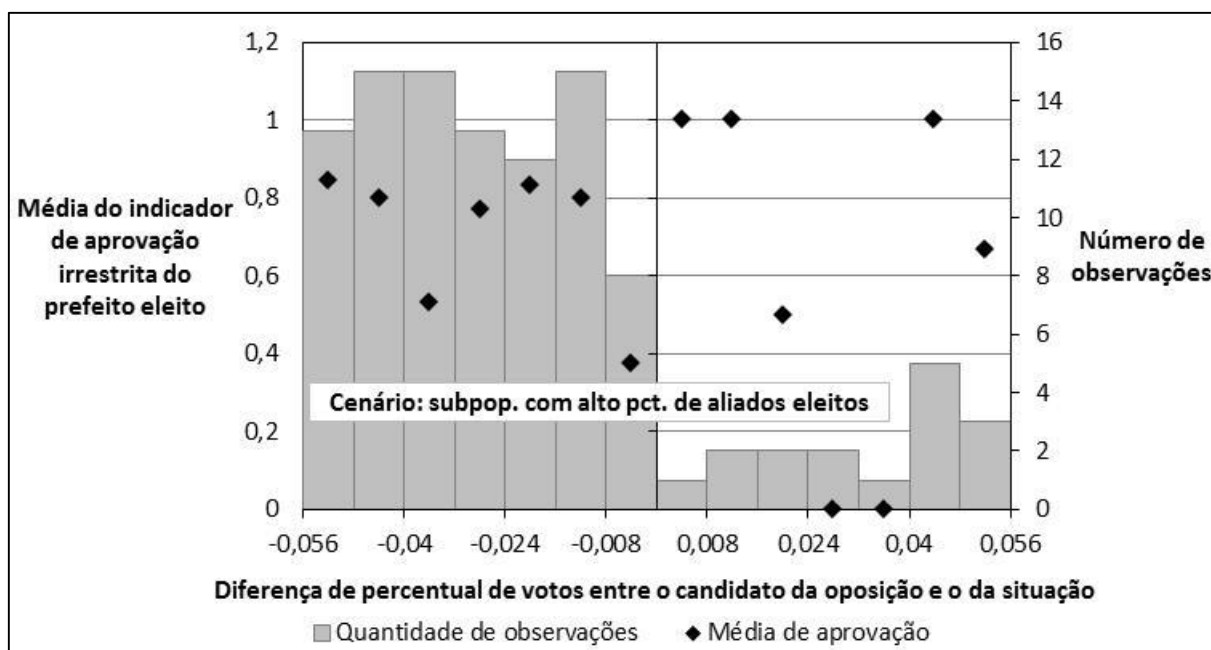


Gráfico 38 – Média do indicador de aprovação irrestrita do prefeito e quantidade de observações por faixa da margem de votos para a subpopulação de alto percentual de aliados.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Observações da nota do Gráfico 36 deste apêndice também se aplicam aqui.

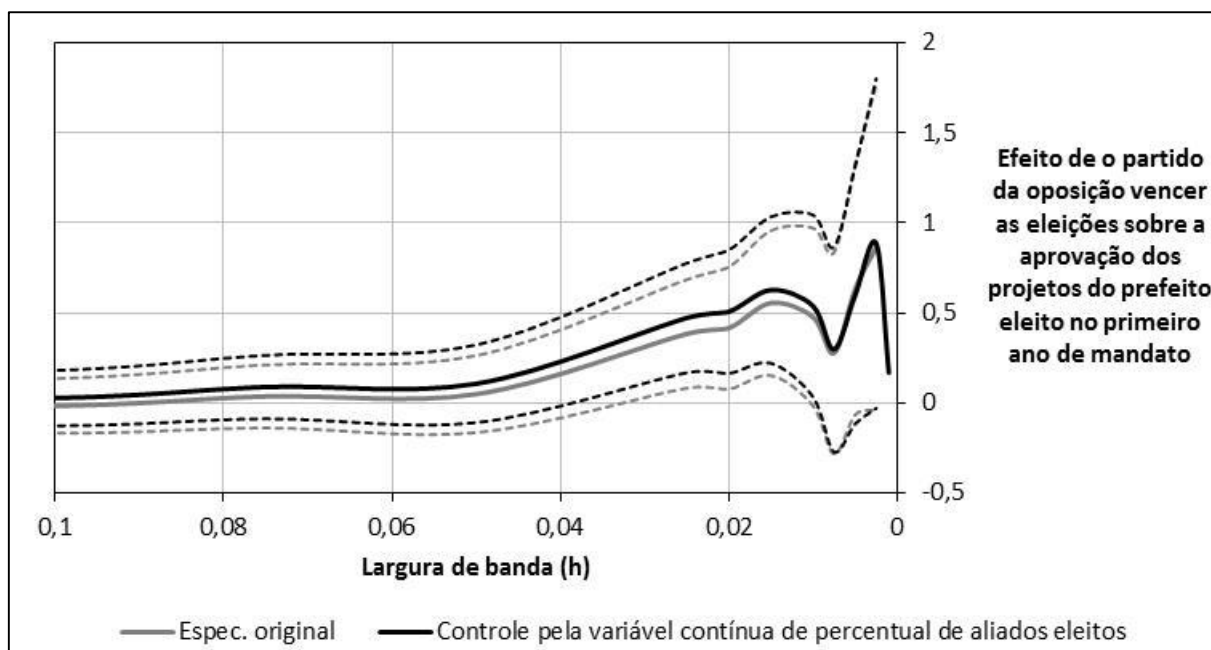


Gráfico 39 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta de aprovação irrestrita do prefeito obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluiu a variável de percentual de vereadores aliados eleitos, sob a forma contínua.

Fonte: Elaboração própria.

Nota: As cores preta e cinza são usadas para os resultados das especificações quadrática com ou sem a inclusão da variável de controle, respectivamente. As linhas cheias indicam o efeito do tratamento (estimativa do parâmetro  $\tau$ ), enquanto as linhas tracejadas delimitam o intervalo de confiança de 95%, baseado em erros não-robustos.

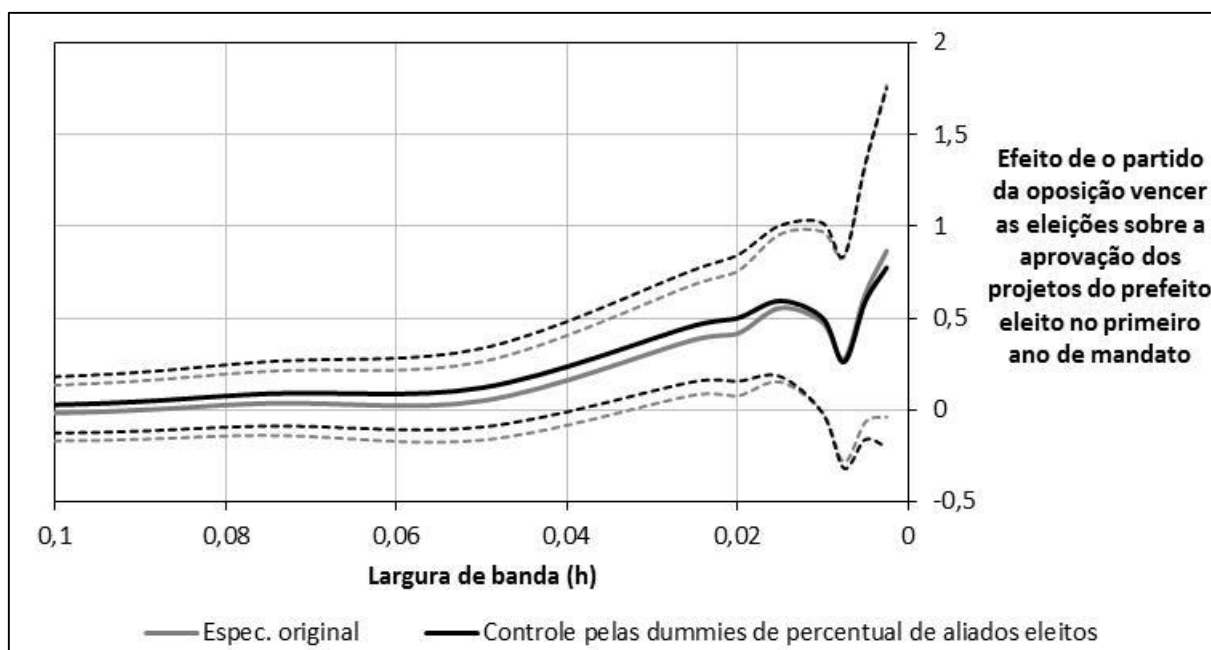


Gráfico 40 – Comparação do efeito do tratamento sobre a resposta de aprovação irrestrita do prefeito obtido com a especificação original e com a especificação em que se incluiu a variável de percentual de vereadores aliados eleitos, sob a forma categórica (*dummies* das subpopulações).

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Observações da nota do Gráfico 39 deste apêndice também se aplicam aqui.