

Incentivos Eleitorais e Regimes de Previdência dos Servidores Públicos no Brasil

Bernardo Schettini¹ e Rafael Terra²

¹Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

²Universidade de Brasília

46^o Encontro Nacional de Economia

Rio de Janeiro – RJ, 11 a 14 de dezembro de 2018

Área 5 – Economia do Setor Público

Resumo

Este artigo analisa o efeito dos incentivos eleitorais nos Regimes Próprios de Previdência Social (RPPS) usando dados novos dos municípios brasileiros. A estratégia econométrica explora os limites de mandato concentrando-se nas eleições acirradas nas quais um prefeito tenta a reeleição. A identificação também se beneficia de uma variação exógena no fluxo de financiamento gerada pela reforma da previdência de 2003. De modo geral, os resultados empíricos estão de acordo com a teoria e apresentam evidências novas de manipulação estratégica causada por incentivos eleitorais. Mais especificamente, as estimativas das regressões descontínuas sugerem que os prefeitos elegíveis à reeleição reduzem as contribuições para os RPPS no ano eleitoral. Ademais, há evidência preliminar de que esses incumbentes aumentam suas probabilidades de vitória.

Palavras-chave: limites de mandato, margem de vitória, regimes próprios de previdência social, reforma, municípios brasileiros.

Abstract

This paper analyzes the effect of electoral incentives on the Public Employee Retirement Systems (PERS) using a new dataset for Brazilian municipalities. The econometric strategy exploits term limits focusing on the close races in which a mayor runs for re-election. Identification also benefits from an exogenous variation in flow funding generated by the 2003 pension reform. Altogether, the empirical results are in line with theory and present new evidence of strategic manipulation in response to electoral incentives. More specifically, the estimates from the discontinued regressions suggest that the re-election eligible mayors reduce the contributions to the PERS in the election year. Moreover, there is preliminary evidence that those incumbents increase their probabilities of victory.

Keywords: term limits, margin of victory, public employee retirement systems, reform, Brazilian municipalities.

JEL codes: D72, H75.

1 Introdução

O objetivo deste artigo é testar a hipótese de que os governantes manipulam o orçamento público de uma maneira específica para aumentar suas chances de vitória nas eleições. Mais precisamente, analisamos os repasses para os Regime Próprios de Previdência Social (RPPS), presentes em mais de dois mil municípios brasileiros, que fazem promessas na modalidade de benefícios definidos e adotam a capitalização coletiva como método de financiamento. Essa forma de organização da previdência dos servidores públicos, na qual o governo deve acumular ativos sem direitos de propriedade bem definidos para financiar as obrigações futuras com aposentadorias e pensões por morte, torna o incumbente capaz de transferir parte do custo de suas políticas para as administrações seguintes (Leeds, 1985). As contribuições patronais constituem um componente pouco visível dos gastos, que é menos monitorado pelos eleitores do que os demais. Por sua vez, a parcela retida dos salários dos servidores é uma espécie de tributação focalizada, que atinge um grupo de eleitores que já está normalmente organizado para outras finalidades.

Rogoff e Sibert (1988) demonstram que a assimetria de informação quanto à competência administrativa do governante pode gerar manipulações da política fiscal motivadas por incentivos eleitorais. O incumbente pode reduzir os impostos no período pré-eleitoral para vencer as eleições e usufruir de receitas de senhoriagem posteriormente. Rogoff (1990) argumenta que o governante pode modificar a composição dos gastos públicos com a mesma finalidade, aumentando o dispêndio naqueles elementos mais visíveis e reduzindo outros, que só podem ser notados pelos eleitores com defasagens (por exemplo, contribuições para a previdência). Diversos estudos posteriores analisam manipulações geradas por incentivos eleitorais em elementos mais ou menos visíveis do orçamento em diferentes contextos. Em particular, a evidência internacional sugere que os investimentos são frequentemente objeto de manipulação (Rosenberg, 1992; Drazen e Eslava, 2005; Veiga e Veiga, 2007b). Outros componentes do orçamento são passíveis de utilização estratégica. Por exemplo, Gonzalez (2002) e Akhmedov e Zhuravskaya (2004) analisam as transferências diretas aos eleitores usando dados do governo federal do México e dos governos regionais da Rússia, respectivamente. Cabe notar que a utilização dos sistemas de previdência no contexto da disputa eleitoral não é uma novidade na experiência internacional (Schieber, 2011), mas acreditamos que as regularidades empíricas reportadas neste estudo, refletindo variações genuinamente exógenas nos incentivos, sejam inéditas.

Besley e Case (1995) propõem isolar o efeito dos incentivos eleitorais a partir da variação gerada pelos limites de mandato. Os resultados sugerem que os governadores americanos que não podem se reeleger se importam menos com sua reputação, uma vez que aumentam os impostos e gastos. List e Sturm (2006) adotam a mesma estratégia empírica para mostrar que os gastos ambientais realizados pelos governadores americanos são sistematicamente diferentes quando eles se defrontam com limites de mandato, dependendo da composição do eleitorado. Segundo Alt et al. (2011), essa estratégia empírica não é imune a problemas de endogeneidade. Por um lado, diferenças nas regras eleitorais entre as unidades amostrais devem afetar a qualidade média dos candidatos e, por conseguinte, a política fiscal. Por outro lado, mudanças nas regras eleitorais não são normalmente exógenas em relação aos resultados fiscais. No entanto, os municípios brasileiros estão todos expostos às mesmas regras eleitorais, que incluem um limite de dois mandatos nos últimos vinte anos. Ferraz e Finan (2011) apresentam evidências de que os prefeitos brasileiros exibem níveis mais elevados de corrupção quando se defrontam com limites de mandato. Klein e Sakurai (2015) sugerem que, quando tais incumbentes podem se reeleger, eles reduzem a tributação e os gastos correntes e aumentam os investimentos perto das eleições.

Para analisar o efeito dos limites de mandato sobre os RPPS, o presente estudo considera uma estratégia empírica ligeiramente distinta, baseada na observação de que os limites de mandato não são distribuídos aleatoriamente entre os municípios. Para tentar isolar o efeito dos incentivos eleitorais dos atributos dos municípios e de seus governantes que podem estar correlacionados com as decisões de gasto e tributação, a metodologia econométrica interage limites de mandato e margem de vitória nas eleições para prefeito. Assim, as estimativas se baseiam na mudança descontínua nos incentivos verificada quando um prefeito candidato vence uma disputa para reeleição por uma diferença proporcionalmente pequena de votos. Essa estratégia empírica é inspirada em Lee (2008), que analisa a vantagem da incumbência partidária nas elei-

ções para a Câmara dos Representantes americana usando a margem de vitória do Partido Democrata como variável de atribuição no desenho de regressão com descontinuidade. Fowler e Hall (2014) exploram os limites de mandato no contexto das eleições competitivas para as legislaturas estaduais americanas para separar a vantagem pessoal da partidária. Aidt et al. (2011), usando dados dos municípios portugueses, apresentam evidências de que os governantes agem de forma mais oportunista quando as eleições são mais disputadas. No entanto, desconhecemos estudos anteriores que exploram a descontinuidade na margem de vitória do prefeito candidato nesse contexto.

Os dados brasileiros proporcionam a oportunidade de estimar o efeito dos incentivos eleitorais sobre o fluxo de financiamento dos regimes de previdência dos servidores públicos. O Brasil possui 5.568 municípios, dos quais mais de dois mil administram a previdência dos servidores. Esses municípios devem reportar os repasses à unidade gestora do RPPS para a Secretaria de Previdência, dando origem a uma base de dados praticamente inexplorada em pesquisas anteriores. A reeleição foi instituída no país em 1997, quando foi estabelecido um limite máximo de dois mandatos, o que viabiliza a análise de quatro eleições para prefeito de âmbito nacional, que são geralmente bastante competitivas.

A análise exploratória apresenta evidência gráfica de manipulação nas contribuições para os RPPS no último ano do mandato dos prefeitos que podem se reeleger, isto é, de que tais incumbentes reduzem as contribuições para a previdência dos servidores perto das eleições. Por sua vez, as contribuições médias durante o mandato não mudam descontinuamente na margem de vitória. As estimativas econométricas confirmam a evidência gráfica. O efeito do limite de mandato sobre os repasses para os RPPS é superior a 2% das remunerações brutas. Nós também realizamos estimativas desagregadas para as contribuições patronais e as retidas dos salários dos servidores. As estimativas pontuais são positivas para ambas as variáveis, mas elas são estatisticamente significantes apenas para as contribuições dos servidores. Esses resultados devem ser interpretados com cuidado, uma vez que as possibilidades de manipulação usando os RPPS são limitadas hoje em dia. Com efeito, mudanças grandes nas contribuições dependem de revisões do plano de custeio, que só podem acontecer mediante autorização prévia da Câmara de Vereadores. Adicionalmente, os repasses para os RPPS são fiscalizados pelo governo federal, através da Secretaria de Previdência, bem como pelos estados, por meio de seus Tribunais de Contas.

A reforma da previdência de 2003 introduziu uma fonte de variação única ao estabelecer alíquotas mínimas no âmbito dos RPPS. De modo geral, as alíquotas vigentes eram inferiores ao limite introduzido na legislação federal. Embora quase todos os municípios tenham elevado seus repasses nos anos seguintes, verifica-se diferenças no momento de tal mudança. As estimativas para subamostras confirmam que o efeito dos incentivos eleitorais captado nos dados empilhados reflete as diferenças no comportamento dos prefeitos elegíveis ou não à reeleição nas eleições de 2004. Esse resultado é robusto em relação à especificação econométrica e à janela de estimação. Ademais, nossas estimativas dos modelos probabilísticos de reeleição, que empregam as variáveis de controles usuais, sugerem que os governantes que adiaram a elevação nos repasses para os RPPS naquela época apresentaram probabilidades maiores de vitória.

O restante do trabalho está dividido em cinco seções. A seção 2 apresenta um sumário da literatura relacionada. Em seguida, a seção 3 expõe o contexto institucional e mostra algumas estatísticas descritivas, enquanto a seção 4 descreve a metodologia adotada. A seção 5 discute alguns testes da hipótese de identificação, apresenta os resultados empíricos e analisa a robustez das estimativas. Por fim, a seção 6 apresenta as conclusões da pesquisa.

2 Literatura relacionada

As eleições constituem um instrumento disciplinador, isto é, um canal de prestação de contas capaz de mitigar problemas de risco moral típicos da configuração agente-principal (Barro, 1973; Ferejohn, 1986). Peltzman (1992) apresenta evidências de que os eleitores americanos punem os governantes que aumentam os gastos públicos usando dados das eleições e políticas fiscais das esferas federal e estadual. Besley e Case (1995) mostram que os governadores americanos aumentam os gastos e impostos quando se defrontam

com limites de mandato.¹ Brender (2003) nota que esse canal é obstruído nas federações caracterizadas por restrições orçamentárias fracas, nas quais as transferências intergovernamentais desvinculam os gastos realizados pelos governos locais dos impostos recolhidos por eles. Sakurai e Menezes-Filho (2008) e Arvate et al. (2010) sugerem que os eleitores brasileiros não percebem corretamente o custo dos bens e serviços públicos, uma vez que demonstram apetite por mais gastos nas urnas.

As eleições são também um mecanismo de seleção que permite a retenção de bons políticos (Besley, 2005). Baseados na percepção de que existe informação imperfeita quanto à competência administrativa dos governantes, Rogoff e Sibert (1988) mostram que as eleições geram incentivos para que o incumbente reduza os impostos perto das eleições para sinalizar sua habilidade como gestor público, financiando a deterioração do resultado fiscal através de receitas de senhoriagem recolhidas posteriormente.² Brender e Drazen (2005) encontram evidências de ciclos político-orçamentários em um painel com mais de cem países observados durante quarenta anos e demonstram que essas regularidades refletem a experiência de democracias jovens, nas quais a manipulação fiscal funciona porque os eleitores são inexperientes ou não acessam a informação necessária para verificá-la, disponível nas democracias maduras. Shi e Svensson (2006) analisam oitenta e cinco países durante vinte anos e concluem que os ciclos nos *deficits* fiscais são fenômenos de nações em desenvolvimento. A magnitude das distorções depende da parcela desinformada de eleitores, do nível de corrupção do país etc. A noção de que os governantes respondem a incentivos que são moldados pelo ambiente institucional está muito presente na literatura (Dubois, 2016).³

A ausência de um ciclo fiscal agregado não significa que os governantes não usam as receitas e despesas para influenciar a votação. Rogoff (1990) demonstra que o incumbente pode modificar a composição dos gastos públicos para sinalizar sua competência administrativa. Nesse sentido, enquanto mantém o resultado fiscal equilibrado, ele prioriza os componentes mais visíveis em detrimento daqueles que não podem ser notados instantaneamente pelo eleitorado. De modo geral, os estudos anteriores documentam manipulações desse tipo em diferentes contextos. Para citar alguns exemplos, há evidências para o governo federal do México (Gonzalez, 2002), os governos regionais da Rússia (Akhmedov e Zhuravskaya, 2004), os municípios colombianos (Drazen e Eslava, 2005), portugueses (Veiga e Veiga, 2007a,b) e os distritos da Indonésia (Sjahrir et al., 2013). Sakurai e Menezes-Filho (2011) sugerem que os *deficits* fiscais dos municípios brasileiros são maiores nos anos eleitorais. Mas Klein e Sakurai (2015), usando dados mais recentes, concluem que não existem ciclos político-orçamentários nos resultados fiscais, mas sim na composição do orçamento. Os prefeitos que podem se reeleger reduzem a tributação e os gastos correntes e aumentam os investimentos no ano eleitoral.

Nós não conhecemos outro estudo que tenta estimar o efeito dos incentivos eleitorais sobre o fluxo de financiamento dos regimes de previdência dos servidores públicos. Porém, a determinação dos níveis de fundeamento não é um tema estranho ao campo da economia política. Leeds (1985) observa que os governantes podem subfinanciar a previdência dos servidores para transferir parte do custo de suas políticas para as administrações seguintes.⁴ Mas existem apenas evidências anedóticas desse tipo de manipulação. Clark

¹Smart e Sturm (2013) conciliam a existência de limites de mandato no Poder Executivo com a noção de que a reeleição é um mecanismo para coibir o risco moral e reter bons políticos. Os limites de mandato melhoram a seleção dos governantes, embora esse aspecto seja ignorado nos modelos de controle eleitoral. López (2003) realiza uma revisão ampla da teoria e dos resultados empíricos dos limites de mandato no âmbito do Poder Legislativo.

²Segundo Nordhaus (1975), o nível de atividade aumenta antes das eleições nacionais porque o presidente regula a oferta de moeda para explorar o *trade-off* de curto prazo entre inflação e desemprego e agradar o eleitorado, originando assim os ciclos políticos de negócios. No entanto, esse raciocínio é incompatível com a hipótese de expectativas racionais, dado que os eleitores devem ser sistematicamente enganados. Ademais, tal formulação perdeu credibilidade a partir dos resultados mistos encontrados pela literatura empírica. Dubois (2016) discute as origens dessa teoria e os desenvolvimentos subsequentes (ciclos partidários e político-orçamentários). Cabe destacar que os ciclos político-orçamentários são racionais, no sentido de que tanto os políticos como os eleitores maximizam seu bem-estar.

³Outros estudos enfatizam a manipulação estratégica devido a razões político-partidárias (Persson e Svensson, 1989; Alesina e Tabellini, 1990). Pettersson-Lidbom (2001), usando dados dos governos locais suecos, encontra evidências empíricas coerentes com esse raciocínio. No entanto, Klačnjak e Titiunik (2017) argumentam que a falta de fidelidade partidária entre os políticos e a ausência de identificação dos eleitores com legendas específicas são características marcantes da política municipal brasileira. Ver também Sakurai e Menezes-Filho (2011).

⁴Epple e Schipper (1981) notam que a capitalização da dívida previdenciária nos preços dos imóveis impede que os incentivos

et al. (2003, p. 201) argumentam que os planos estaduais e municipais americanos eram grosseiramente subfinanciados na primeira metade do século XX porque os políticos podiam aguardar muitos anos até terem que enfrentar essa questão. De modo similar, Araújo e Sant'Anna Jr. (1999) mostram que os políticos brasileiros não se preocuparam com o financiamento dos RPPS na década de 1990, quando a maioria deles foi instituída.

Schieber (2011) destaca a ação dos sindicatos e o apoio político dos legisladores para explicar a generosidade dos planos estaduais americanos. Mitchell e Smith (1994) encontram evidências nos dados dos planos estaduais e municipais americanos de que a sindicalização dos empregados está associada a níveis de fundeamento mais baixos. Glaeser e Ponzetto (2014) acreditam que os servidores públicos formam um grupo de interesses especiais que tenta aumentar seu pacote de compensação. Como eles possuem mais informação do que os eleitores ordinários sobre os planos de previdência, sua remuneração na forma de benefícios previdenciários torna-se desproporcional e subfinanciada. Kelley (2014) realiza um teste econométrico que sugere que a ação dos grupos de interesses está por trás de parte variação observada nos níveis de fundeamento dos planos estaduais, incapaz de ser explicada pelos atributos do eleitor mediano. Shnitser (2015) analisa os dados dos planos americanos administrados pelos estados para estudar como as instituições legais podem ser usadas para limitar os problemas de agência e conter a tendência dos políticos de preferirem o presente ao futuro. Os resultados mostram que instituições promotoras da transparência e que limitam o controle legislativo sobre as contribuições previdenciárias estão associadas a melhores níveis de fundeamento.

3 Contexto institucional

3.1 Eleições

Organizado na forma de uma república federativa, o país é constituído pela União federal, vintes seis estados mais o Distrito Federal e 5.568 municípios. A Constituição Federal de 1988, promulgada após o fim do regime militar em 1985, conferiu ampla liberdade administrativa para os municípios, mas estabeleceu uma série de normas que se aplicam igualmente a todos esses entes federativos.

O voto é obrigatório para todos os cidadãos alfabetizados com idades entre dezoito e setenta anos e facultativo para os indivíduos de dezesseis a dezoito anos, os idosos com mais de setenta anos e os analfabetos.⁵ As eleições para o Poder Executivo das três esferas (presidente, governadores e prefeitos) e para o Senado Federal são majoritárias, mas no restante do Legislativo (deputados federais, deputados estaduais ou distritais e vereadores) adota-se o sistema proporcional. As eleições para os Poderes Executivo e Legislativo das esferas federal e estadual são realizadas a cada quatro anos de forma simultânea, enquanto as municipais são intercaladas e ocorrem no mesmo prazo.⁶

As eleições para o Poder Executivo federal, dos estados e do Distrito Federal e dos municípios com mais de duzentos mil eleitores são realizadas em dois turnos. O primeiro acontece no primeiro domingo de outubro do respectivo ano (tal regra só não foi aplicada nas disputas de 1988/1989, as primeiras sob a nova Constituição, que inicialmente previa que as eleições acontecessem em até noventa dias antes do término

eleitorais gerem níveis de fundeamento muito baixos nos planos de previdência dos governos locais americanos. No entanto, variações cíclicas no nível de atividade podem originar oscilações nos níveis de fundeamento, uma vez que os gastos correntes não podem ser financiados por meio da emissão de títulos. Inman (1982) considera também a mobilidade dos eleitores e variações compensatórias nos salários para explicar os níveis de fundeamento observados naquele contexto.

⁵O país possui atualmente mais de 140 milhões de eleitores, enquanto no fim dos anos 1980 havia cerca de 82 milhões de pessoas aptas a votar.

⁶Sob a nova Constituição, houve sete eleições para os governos federal e estaduais e oito para os governos municipais. Ocorreram eleições federais e estaduais (presidente da república e vice-presidente, deputados federais e senadores, governadores e vice-governadores, deputados estaduais e distritais) nos anos de 1990 (as eleições para presidente e vice-presidente ocorreram em 1989, pois os titulares desses cargos possuíam mandatos de cinco anos inicialmente), 1994, 1998, 2002, 2006, 2010 e 2014; e as municipais (prefeitos, vice-prefeitos e vereadores) aconteceram em 1988 (1989 no caso dos novos municípios), 1992, 1996, 2000, 2004, 2008, 2012 e 2016.

do mandato daqueles que seriam sucedidos). Desde que nenhum candidato obtenha a maioria absoluta dos votos válidos (votos em branco ou nulos não são contabilizados), os dois mais votados concorrem em um segundo turno realizado no último domingo de outubro, vencendo aquele que obtiver a maioria dos votos válidos. Nos municípios com até duzentos mil eleitores, que são a imensa maioria, o candidato que obtém o maior percentual dos votos no turno único é considerado eleito.⁷ Dessa forma, o calendário eleitoral é exógeno, sendo de conhecimento prévio tanto dos políticos como do eleitorado.

Inicialmente, a reeleição era vedada para todos os chefes do Poder Executivo. No entanto, a Emenda Constitucional (EC) nº 16, de junho de 1997, permitiu que todos pudessem concorrer a mais um mandato consecutivo. Assim, o presidente e os governadores eleitos em 1994 se tornaram elegíveis a mais um mandato nas eleições de 1998. Por sua vez, os prefeitos eleitos em 1996 puderam concorrer novamente nas eleições de 2000. Cabe observar que esse aspecto é de extrema importância para o presente trabalho, uma vez que as estimativas irão explorar diferenças no comportamento dos prefeitos de acordo com a elegibilidade ou não a um novo mandato.

A tabela 1 descreve a ocorrência de reeleição nas disputas para prefeito de 2000 a 2016 por meio das informações obtidas no repositório de dados eleitorais do Tribunal Superior Eleitoral (TSE). Nos municípios como um todo, a fração de incumbentes qualificados a mais um mandato é próxima de dois terços ou três quartos do total dependendo do ano (exceto na primeira eleição considerada, quando todos puderam concorrer). Porém, muitos governantes elegíveis não concorrem à reeleição. Houve prefeitos candidatos em aproximadamente metade dos municípios em cada ano, dos quais por volta de seis em cada dez obtiveram sucesso.

Tabela 1: Reeleição nas disputas para prefeito – 2000 a 2016^a

	2000	2004	2008	2012	2016
Prefeitos elegíveis à reeleição	5.407	3.426	4.178	3.437	4.180
Candidatos que eram prefeitos	3.732	2.433	3.197	2.511	2.706
Prefeitos reeleitos	2.135	1.368	2.131	1.388	1.279
Total de eleições	5.555	5.521	5.529	5.568	5.551

Fonte: Repositório de dados eleitorais, TSE.

^a Dados ausentes para alguns municípios em determinados anos. Isso por si só é suficiente para gerar algumas imprecisões. Essas estatísticas incluem algumas poucas candidaturas indeferidas e casos de cassação do registro, renúncia e falecimento que resultaram na ausência de votos para o prefeito na apuração dos resultados.

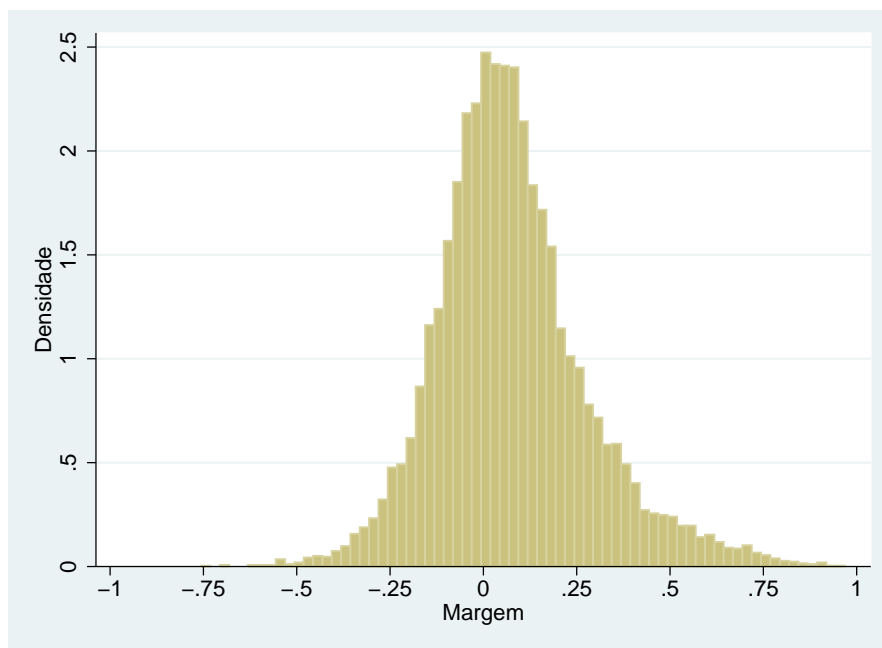
A figura 1 apresenta o histograma da margem de vitória nas eleições que envolveram prefeitos candidatos. Essa variável é definida como o diferencial percentual de votos entre o governante e o seu oponente. Desse modo, valores positivos significam que a disputa resultou em reeleição. Os dados mostram que houve uma quantidade grande de eleições bastante competitivas – isto é, decididas por uma diferença proporcionalmente pequena de votos – no período analisado.

3.2 Previdência dos servidores

Os municípios brasileiros possuem duas alternativas no que diz respeito à vinculação dos servidores à previdência pública. Por um lado, eles podem realizar a filiação ao Regime Geral de Previdência Social (RGPS), situação na qual o governo municipal deve recolher mais de 20% da folha de pagamentos para o Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) a título de contribuições patronais, bem como reter e repassar as contribuições dos empregados, que são iguais à aplicação não cumulativa das alíquotas progressivas de 8%, 9% e 11% até o limite máximo dos benefícios pagos pelo INSS. Por outro lado, a legislação brasileira admite que qualquer ente federativo administre a previdência dos seus servidores, organizando um RPPS.

⁷Nas eleições de 2016, por exemplo, menos de cem municípios possuíam mais de duzentos mil eleitores.

Figura 1: Margem de vitória dos prefeitos candidatos (%) – 2000 a 2012^a



Fonte: Repositório de dados eleitorais, TSE.

^a Total de 10.156 observações referentes às eleições de 2000, 2004, 2008 e 2012. Os dados das disputas de 2016 não estão incluídos porque os testes empíricos não consideram informações dos mandatos iniciados em 2017.

Nesse caso, o município deve estabelecer um plano de custeio. No período analisado, aproximadamente dois mil municípios possuíam RPPS.⁸

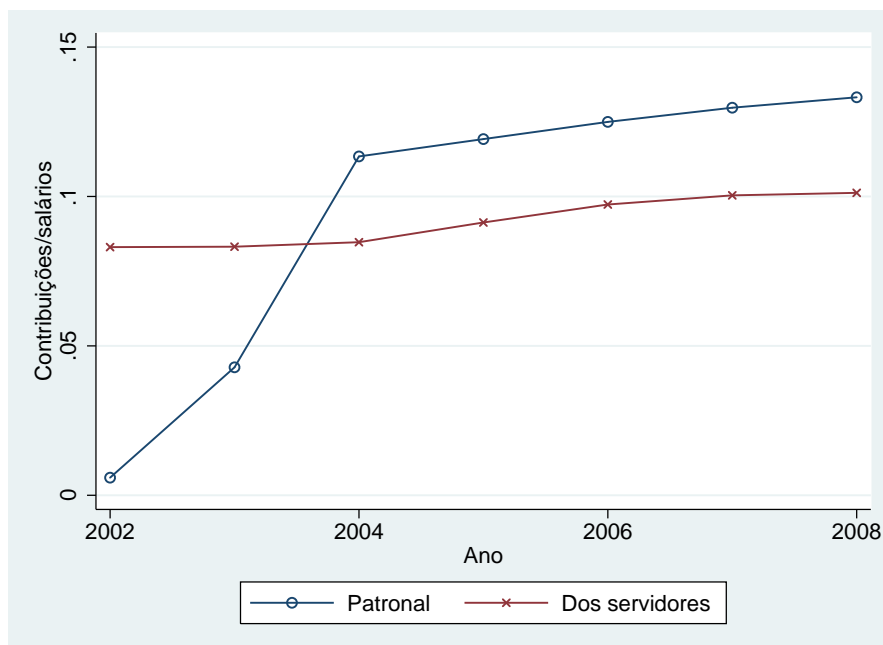
A cobrança de contribuições dos segurados para o financiamento das aposentadorias não era sequer obrigatória até 1998. Assim, não era incomum os servidores contribuírem para acessar as pensões por morte e possivelmente outros benefícios, enquanto as aposentadorias eram pagas com recursos do orçamento fiscal. A EC nº 20 caracterizou a previdência dos servidores como contributiva, substituindo o tempo de serviço pelo de contribuição entre as condições de elegibilidade, e introduziu o princípio do equilíbrio financeiro e atuarial no âmbito dos RPPS. Consequentemente, diversos municípios passaram a constituir fundos e adotar a capitalização coletiva como método de financiamento. No entanto, não existiam parâmetros legais para a definição das alíquotas de contribuição até 2003, de modo que os municípios mantiveram ampla liberdade na definição de seus planos de custeio. A EC nº 41, aprovada em dezembro daquele ano, inseriu um limite mínimo para as alíquotas dos segurados, qual seja a alíquota cobrada pela União dos seus servidores, que era de 11%. Ademais, a Lei nº 10.887, de junho de 2004, estendeu tal limite para as alíquotas patronais. Mais precisamente, as contribuições dos entes federativos não podiam ser inferiores às cobradas dos segurados e nem superiores ao dobro delas, exceto para a cobertura de insuficiências financeiras ou no caso de plano de amortização do *deficit* atuarial.

A figura 2 apresenta a evolução das contribuições dos municípios e dos seus servidores em relação à folha de salários (*proxies* do fluxo de financiamento).⁹ Os dados mostram que a EC nº 41/2003 aumentou substancialmente o fluxo de financiamento dos RPPS. Muitos municípios aumentaram as contribuições patronais em 2004, enquanto a parcela retida dos servidores apresenta evolução mais gradual. Nossos testes empíricos irão analisar se as contribuições apresentam diferenças significantes de acordo com a condição do prefeito como elegível ou não à reeleição.

⁸A maioria dos RPPS brasileiros foi instituída de 1990 até 1997, tipicamente por meio de estatutos dos servidores públicos. A Lei nº 9.717, de novembro de 1998, introduziu uma série de condições para a organização e o funcionamento dos RPPS, entre elas a exigência de realizar avaliações atuariais periodicamente e de elaborar demonstrativos orçamentários e financeiros.

⁹Os dados declarados no Demonstrativos Previdenciário (DP) apresentam alguns problemas. Optamos por considerar somente os municípios que reportaram contribuições totais positivas em todos os meses do ano.

Figura 2: Contribuições para o RPPS sobre a remuneração bruta – 2002 a 2008^a



Fonte: Demonstrativo Previdenciário (DP), Secretaria de Previdência (SPREV).

^a Médias anuais. Considera somente os municípios que declararam valores positivos para as contribuições totais em todos os meses do ano. Exclui alguns valores implausíveis que provavelmente refletem erros de declaração. Há geralmente mais de 1,5 mil observações em cada ano.

4 Modelo econométrico

A abordagem empírica adotada neste estudo se baseia na noção de que, nas eleições envolvendo prefeitos candidatos decididas por uma diferença proporcionalmente pequena de votos, a ocorrência ou não de reeleição pode ser considerada aleatória, uma vez que, nessas situações, os resultados podem ser determinados por fatores exógenos. Na presença de limites de mandatos, esse tipo de eleição constitui um experimento natural, no qual ocorre uma variação descontínua nos incentivos quando a votação do prefeito candidato muda de inferior para superior à obtida pelo seu oponente. Dito de outro modo, essa variação permite obter estimativas mais confiáveis do efeito médio dos limites de mandato.¹⁰

Lee (2008), usando dados da votação para a Câmara dos Representantes americana no nível dos distritos, explora a descontinuidade na margem de vitória do Partido Democrata para estudar o efeito da vantagem da incumbência partidária sobre a probabilidade de vitória na eleição seguinte e a fração de votos alcançada. Klašnja e Titiunik (2017) empregam a mesma metodologia econométrica para investigar se tal regularidade é verificada nas eleições brasileiras para prefeito. Eggers et al. (2015) analisam as disputas acirradas em diversos países para avaliar a adequação da hipótese de identificação subjacente a essas regressões descontínuas em diferentes contextos. Fowler e Hall (2014) adotam uma abordagem bastante parecida à do presente estudo. Por meio de dados de eleições competitivas para as legislaturas estaduais americanas, eles exploram a mudança descontínua na condição do legislador com sendo afetado ou não por um limite de mandato, visando separar a vantagem pessoal da incumbência da vantagem usufruída por outro candidato do mesmo partido.

Sejam x_{it} a margem de vitória do prefeito candidato do município i nas eleições realizadas no período

¹⁰Por um lado, a identificação é beneficiada pelo fato de que as estimativas atribuem peso maior aos dados dos municípios que apresentam eleições mais acirradas, isto é, onde as manipulações devem ser mais ostensivas. Por outro lado, deve-se ressaltar que o efeito médio estimado dessa forma apresenta validade local, não admitindo extrapolações. Em particular, a política fiscal de um incumbente muito popular deve ser menos afetada pelos limites de mandato, na medida em que a sua vitória pode ser considerada como mais ou menos certa quando ele participa da disputa.

t e $d_{it+1} \in \{0, 1\}$ a *dummy* que indica o tratamento, isto é, se o governante desse município enfrenta um limite de mandato no período seguinte. Note que d_{it+1} é uma função determinista de x_{it} , dado que $d_{it+1} = \mathbb{1}[x_{it} \geq 0]$. Se y_{it+1} são as contribuições para o RPPS desse mesmo município realizadas no período seguinte ao das eleições, então podemos escrever $y_{it+1} = d_{it+1} \cdot y_{it+1}(1) + (1 - d_{it+1}) \cdot y_{it+1}(0)$, onde $y_{it+1}(d_{it+1})$ denota as contribuições potenciais do município no próximo período de acordo com a sua condição como tratado ou não pela reeleição.

O desenho de regressão com descontinuidade identifica o parâmetro $\tau = \mathbb{E}[y_{it+1}(1) - y_{it+1}(0) \mid x_{it} = 0]$, que mede o efeito do limite de mandato sobre as contribuições previdenciárias captado pela mudança descontínua em d_{it+1} , quando x_{it} muda de negativo para positivo. Dado que tal parâmetro pode ser reescrito como $\tau = \lim_{\varepsilon \downarrow 0} \mathbb{E}[y_{it+1} \mid x_{it} = \varepsilon] - \lim_{\varepsilon \uparrow 0} \mathbb{E}[y_{it+1} \mid x_{it} = \varepsilon]$, essa abordagem envolve a estimação das médias da variável de resposta separadamente dos dois lados do limiar atribuindo maior peso às observações que estão na sua vizinhança. Assim, o grupo tratado é formado pelos municípios onde os incumbentes se reelegeram por uma diferença proporcionalmente pequena de votos (e não podem se candidatar na eleição seguinte), enquanto o grupo controle é constituído por aqueles em que os governantes venceram por uma pequena margem percentual a disputa contra um incumbente que tentava a reeleição (e, portanto, podem concorrer novamente).

A hipótese de identificação é de que os resultados potenciais não mudam de forma descontínua no limiar (Hahn et al., 2001), de modo que as diferenças nas contribuições médias para os RPPS entre os dois grupos não confunda o efeito do limite de mandato com o de outros atributos dos municípios ou de seus governantes.¹¹ Evidências indiretas sobre a validade dessa suposição serão discutidas na próxima seção. No que se segue, são descritas brevemente as técnicas para se estimar e fazer inferência sobre o parâmetro de interesse (τ).

Cabe notar que esse parâmetro consiste de uma diferença de médias em um ponto específico que está situado em uma extremidade ($x_{it} = 0$), o que torna os métodos tradicionais de estimação inapropriados. Porter (2003) e Gelman e Imbens (2014) recomendam a utilização de regressões lineares locais para esse tipo de estimação. Cheng et al. (1997) mostram que a função kernel triangular, que pondera as observações de acordo com a distância do limiar, é a mais apropriada nesse contexto. Essas escolhas geram o seguinte modelo econométrico:

$$\min_{\alpha, \beta, \tau, \gamma} \sum_{i=1}^n (y_{it+1} - \alpha - \beta \cdot x_{it} - \tau \cdot d_{it+1} - \gamma \cdot d_{it+1} \cdot x_{it})^2 \cdot \max\{0, 1 - \left|\frac{x_{it}}{h}\right|\}, \quad (1)$$

onde h é a janela de estimação.

Imbens e Kalyanaraman (2012) propõem encontrar h_n que minimiza o erro quadrático médio do estimador. No entanto, esse critério pode resultar em janelas de estimação grandes, dando origem a estimativas enviesadas. Considerando isso, muitos pesquisadores preferem realizar inferência a partir de $h' < h_n$ (*undersmoothing*). Outra possibilidade é estimar o viés (b_n) para corrigir a estimativa baseada em h_n , mas essa opção é pouco usada, dado que não apresenta bom desempenho empiricamente. Intuitivamente, a estimação do viés acrescenta variabilidade no estimador do efeito do tratamento.

Calonico et al. (2014) propõem a construção de intervalos de confiança “robustos”, que combinam a correção do viés e um novo estimador para a variância que apresenta propriedades melhores em amostras finitas. Para o nível de confiança igual a 95%, o intervalo fica:

$$\text{IC}_{0,95;n}^{\text{rbc}} = \left[\{\hat{\tau}_n(h_n) - \hat{b}_n\} \pm 1,96 \cdot \sqrt{\hat{v}_n^{\text{bc}}} \right], \quad (2)$$

onde \hat{v}_n^{bc} é o estimador da variância que considera a correção do viés.

¹¹ Considere que governantes que apresentam maior competência administrativa possuem resultados potenciais melhores. Suponha, ademais, que a qualidade média do grupo tratado seja superior nesse aspecto (resultado possível em um equilíbrio separador no qual apenas os mais habilidosos se esforçam e os candidatos que não são incumbentes apresentam competência esperada igual à média da população). Nesse caso, as estimativas podem ser interpretadas como um limite inferior para o efeito dos incentivos sobre as contribuições previdenciárias.

Nós adotamos essa abordagem nas nossas principais estimativas empíricas. Porém, para avaliar a sensibilidade dos resultados, apresentamos também as estimativas convencionais usando uma sequência de janelas menores. Ademais, uma vez que o número de observações diminui bastante quando dividimos a amostra e adotamos janelas menores, reportamos também algumas regressões polinomiais estimadas por mínimos quadrados ordinários.

5 Resultados e discussão

5.1 Preliminares

Embora não seja possível testar a hipótese de identificação de maneira direta, alguns procedimentos são recomendados para investigar a presença de autosseleção. Portanto, nós reportamos brevemente dois tipos de testes indiretos, que são bastante difundidos.

Lee (2008) recomenda testar se as características observáveis das unidades analisadas mudam descontinuamente no limiar, uma vez que diferenças sistemáticas nos atributos dos grupos tratado e controle inviabilizariam a estratégia empírica. Nós analisamos diversas características dos municípios e de seus governantes e não encontramos diferenças estatisticamente significantes entre os grupos tratado e controle (tabelas A1 e A2, apêndice A).

McCrary (2008) sugere testar a existência de descontinuidade na variável de atribuição. Como a margem de vitória é uma variável teoricamente contínua, um “salto” no limiar poderia sugerir que a reeleição é especialmente provável em determinado tipo de município que protagoniza eleições acirradas – digamos, naqueles onde os eleitores são mais suscetíveis à troca de votos por favores ou dinheiro – ou que determinada classe de governantes – por exemplo, aqueles que mobilizam mais recursos para campanha – consegue assegurar a vitória quando participa dessas disputas. Não é possível rejeitar a hipótese nula de que a margem de vitória dos prefeitos candidatos é contínua do limiar zero (tabela A3, apêndice A).

Antes de prosseguir, é interessante notar ainda que essa estratégia empírica gera resultados intuitivos para a política fiscal seguida pelos municípios brasileiros – isto é, que estão de acordo com a teoria e as evidências documentadas em estudos prévios –, o que deve conferir maior credibilidade aos resultados reportados a seguir. Mais especificamente, nossas estimativas sugerem que os prefeitos que podem concorrer à reeleição se esforçam mais para atrair transferências voluntárias para seus municípios e aumentam os investimentos no ano eleitoral.¹²

A análise exploratória sugere a ocorrência de manipulação estratégica nas contribuições para o RPPS no ano eleitoral. A figura B1 do apêndice B apresenta graficamente a média das contribuições previdenciárias sobre as remunerações brutas, nossa *proxy* para o fluxo de financiamento, no último ano da incumbência, de acordo com a margem de vitória dos prefeitos candidatos na eleição passada.¹³ Os governantes que se reelegeram (não podem concorrer novamente) estão do lado direito do limiar zero, enquanto aqueles que venceram a eleição contra um prefeito candidato (são elegíveis a mais um mandato) estão do lado esquerdo. O gráfico mostra que a média condicional apresenta um salto no limiar zero. Nós interpretamos essa mudança descontínua como um provável efeito causal da variação exógena nos incentivos verificada nas eleições envolvendo prefeitos candidatos, uma vez que os testes de diagnóstico não acusam a presença

¹²Esses resultados não são reportados aqui para economizar espaço – e também porque a ênfase do artigo reside em outra questão –, mas eles podem ser obtidos através de contato direto com os autores. O mesmo vale para as demais referências a resultados que não aparecem nessa versão do trabalho.

¹³Nesse gráfico, os pontos são coleções de médias locais da variável de resposta (contribuições para o RPPS sobre as remunerações brutas) construídas particionando o suporte da variável de atribuição (margem de vitória dos prefeitos candidatos) em intervalos disjuntos separadamente para as unidades nos grupos controle e tratado (os prefeitos que estão no primeiro e no segundo mandato, respectivamente). O número de *bins* é escolhido de modo a minimizar o erro quadrático médio. Por sua vez, as linhas sólidas são aproximações polinomiais de ordem três da esperança condicional da variável de resposta dada a variável de atribuição. Essas estimativas também são realizadas separadamente em cada grupo. Enquanto as médias locais proporcionam uma visualização dos dados livre de hipóteses paramétricas, o ajuste polinomial busca retratar o seu comportamento de forma suavizada numa perspectiva global. Para mais detalhes, ver Calonico et al. (2015).

de fatores confundidores. A figura B2, por sua vez, considera as contribuições para o RPPS durante todo o mandato e mostra que nenhum salto é verificado. Portanto, a investigação econométrica subsequente irá se concentrar no último ano dos mandatos.

5.2 Estimativas principais

A tabela 2 apresenta os intervalos de confiança robustos elaborados a partir das estimativas das regressões lineares locais. Na parte de cima da tabela (painel a) estão as estimativas que consideram os dados empilhados de todos os anos eleitorais do período analisado. De acordo com esses resultados, as contribuições totais para os RPPS são 2,3 p.p. das remunerações inferiores (ou seja, aproximadamente 10% da média) nos municípios onde os prefeitos podem concorrer à reeleição. As estimativas são positivas tanto para as contribuições retidas dos salários dos servidores como para aquelas que são de responsabilidade do empregador, mas somente as primeiras são estatisticamente significantes. O efeito estimado sobre as contribuições dos servidores é igual a 1,1 p.p. das remunerações brutas.

Tabela 2: Estimativas do efeito de um limite de mandato nas contribuições para o RPPS sobre a remuneração bruta – 2004, 2008, 2012 e 2016^a

	Coef.	Erro-padrão	Estat. z	IC 95%	Janela (p.p.)	Obs.
<i>a) Amostra completa:</i>						
Totais	0,0227*	0,0135	1,6823	[-0,0038; 0,0492]	0,1100	1.411
Dos servidores	0,0107*	0,0057	1,8854	[-0,0004; 0,0219]	0,1590	1.819
Patronais	0,0082	0,0092	0,8936	[-0,0098; 0,0262]	0,1010	1.313
<i>b) 2004 e 2008:</i>						
Totais	0,0290**	0,0137	2,1197	[0,0022; 0,0558]	0,09	680
Dos servidores	0,0089**	0,0044	2,0330	[0,0003; 0,0175]	0,15	996
Patronais	0,0135	0,0103	1,3146	[-0,0066; 0,0336]	0,09	640
<i>c) 2012 e 2016:</i>						
Totais	0,0159	0,0186	0,8525	[-0,0206; 0,0524]	0,21	952
Dos servidores	0,0123	0,0115	1,0701	[-0,0102; 0,0349]	0,17	842
Patronais	0,0066	0,0146	0,4506	[-0,0221; 0,0353]	0,14	716

^a Estimativas obtidas via regressões lineares locais com correção de viés e erros-padrão robustos. * p < 0,10, ** p < 0,05 e *** p < 0,01.

O fluxo de financiamento do RPPS pode ser inferior no grupo controle em relação ao tratado devido a duas razões. Em primeiro lugar, o prefeito elegível à reeleição pode definir as alíquotas de contribuição estrategicamente perto das eleições. As contribuições patronais são um elemento pouco visível do orçamento e sua redução pode significar um volume maior de recursos disponível para realizar investimentos, que são valorizados pelo eleitorado. Por sua vez, as contribuições dos servidores são uma parte da carga tributária local que afeta uma classe específica e normalmente organizada de eleitores. No entanto, modificações no plano de custeio do RPPS não são muito frequentes porque elas devem ser aprovadas na Câmara de Vereadores. Ademais, os municípios devem respeitar os limites previstos na legislação federal. Em segundo lugar, tal governante pode manter as cobranças inalteradas e simplesmente não repassar integralmente as contribuições para a unidade gestora do RPPS no mesmo instante, o que configuraria uma espécie de empréstimo. Contudo, os repasses para o RPPS são auditados pela Secretaria de Previdência e pelos Tribunais de Contas. Não obstante, argumentamos abaixo que nossas estimativas são coerentes com o arcabouço institucional brasileiro.

No restante da tabela 2 estão as estimativas realizadas separadamente nas duas primeiras (painel b) e duas últimas eleições (painel c). Os resultados mostram, de um lado, que os coeficientes das regressões que usam dados da primeira metade do período analisado mantêm o sinal esperado e são estimados de forma mais precisa; e, de outro, que aqueles estimados usando dados da segunda metade da amostra não são estatisticamente diferentes de zero, apesar de positivos. No que se segue, nós realizamos alguns testes para

avaliar a sensibilidade das conclusões qualitativas. Como as estimações para dados mais recentes nunca geram coeficientes estatisticamente diferentes de zero, iremos reportar apenas os resultados para a primeira parte da amostra.

Tabela 3: Estimativas não paramétricas convencionais para diferentes janelas – 2004 e 2008^a

Janela	0,025	0,05	0,075	0,10	0,125	0,15
Totais	0,0217 (0,021)	0,038** (0,0156)	0,0306** (0,0133)	0,0237** (0,0119)	0,0211* (0,0111)	0,0179* (0,0106)
Dos servidores	0,0153* (0,0093)	0,0175*** (0,0066)	0,0148*** (0,0052)	0,0107** (0,0044)	0,0088** (0,004)	0,0082** (0,0039)
Patronais	0,0085 (0,0171)	0,0166 (0,0117)	0,0121 (0,0096)	0,0089 (0,0085)	0,008 (0,008)	0,0055 (0,0075)
Obs.	209	407	567	738	884	996

^aEstimativas convencionais obtidas via regressões lineares locais. Erros-padrão entre parêntesis. * p< 0,10, ** p< 0,05 e *** p< 0,01.

A tabela 3 reporta os resultados das regressões lineares locais adotando o procedimento convencional, que ignora a correção do viés e se concentra em janelas de estimação menores do que a que minimiza o erro quadrático médio. O efeito do limite de mandato sobre as contribuições totais e dos servidores são significantes para praticamente todos intervalos considerados. Nota-se também que as estimativas pontuais ficam maiores à medida que restringimos a amostra às eleições mais acirradas. Esse resultado é intuitivo e confirma nossa percepção de que os incentivos para manipulação são maiores nos ambientes mais competitivos. Por sua vez, o efeito sobre as contribuições patronais nunca é estatisticamente diferente de zero. A ordem de magnitude dos coeficientes é semelhante à verificada para as contribuições dos servidores, mas as estimativas são bem mais imprecisas.

Tabela 4: Regressões polinomiais para diferentes janelas de estimação (contribuições dos servidores) – 2004 e 2008^a

Ordem do polinômio	Janela					
	0,025	0,05	0,075	0,10	0,125	0,15
0	0,0109*** (0,0037)	0,0047 (0,0034)	0,0037 (0,0027)	0,0041* (0,0022)	0,0043* (0,0022)	0,0024 (0,0025)
1	0,0153* (0,0084)	0,0162*** (0,0056)	0,0108** (0,0046)	0,0078* (0,0042)	0,0061 (0,004)	0,0093** (0,0046)
2	0,0156 (0,0124)	0,0197** (0,0093)	0,021*** (0,0075)	0,0151** (0,006)	0,0133** (0,0054)	0,0066 (0,0062)
3	0,017 (0,0177)	0,0045 (0,0134)	0,0159 (0,01)	0,0239*** (0,0087)	0,0208*** (0,0079)	0,0224*** (0,0079)
4	0,0379* (0,0218)	0,0269* (0,0152)	0,0119 (0,0128)	0,0136 (0,0106)	0,0195** (0,01)	0,0193* (0,0098)
Obs.	209	407	567	738	884	996

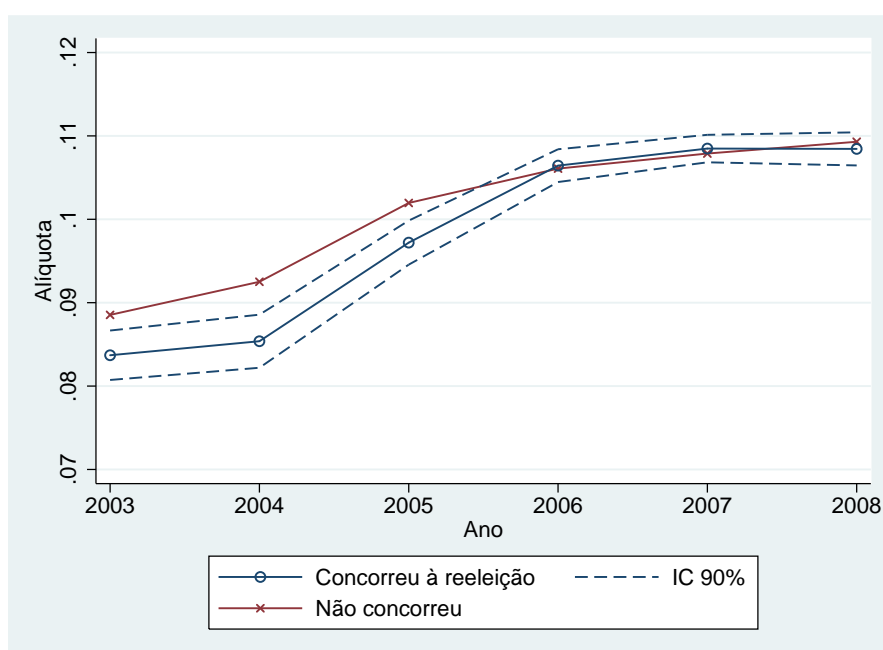
^aEstimativas de mínimos quadrados ordinários. Erros-padrão robustos entre parêntesis. * p< 0,10, ** p< 0,05 e *** p< 0,01.

A tabela 4 apresenta os coeficientes das regressões de mínimos quadrados ordinários, uma vez que as estimativas não paramétricas possuem convergência mais lenta e o número de observações diminui quando reduzimos a janela de estimação. Nessa tabela, as variáveis de resposta são sempre as contribuições dos servidores. Nós consideramos polinômios de diferentes graus para avaliar a robustez quanto à especificação. A magnitude dos coeficientes é um pouco instável, mas o sinal e a significância das estimativas se mantêm para a maioria das combinações.

5.3 Extensões

Nossas estimativas principais mostram que os prefeitos elegíveis à reeleição repassaram menos contribuições para unidade gestora do RPPS no último ano da incumbência na primeira metade da amostra, mas elas não são conclusivas no que diz respeito ao tipo de manipulação, ou seja, se os governantes naquela condição realizaram modificações no plano de custeio ou simplesmente atrasaram os repasses movidos por motivações eleitorais, uma distinção importante do ponto de vista teórico e prático. A figura 3 mostra que parte substancial da variação captada nas estimações é reflexo da reforma da previdência de 2003. Os prefeitos que iriam concorrer à reeleição adiaram a elevação das alíquotas para o mandato seguinte. O gráfico considera apenas os municípios onde as eleições anteriores foram decididas uma margem inferior a 10% dos votos válidos. Com efeito, tal diferença no comportamento dos prefeitos é verificada apenas nos municípios onde as eleições anteriores foram competitivas.

Figura 3: Alíquotas de contribuição dos servidores ativos praticadas nos municípios de acordo com a condição do prefeitos como candidato ou não à reeleição em 2004 – 2003 a 2008^a



Fonte: DP, SPREV e Repositório de dados eleitorais, TSE.

^a Médias anuais. Considera apenas os municípios dos grupos tratado e controle que apresentaram valor absoluto da margem de vitória menor ou igual a 10%. Há cerca de 400 observações para cada ano.

Outra questão relevante nesse contexto diz respeito à efetividade da manipulação estratégia, isto é, se os prefeitos que praticaram contribuições menores apresentaram probabilidades maiores de vitória. Nós usamos os dados das eleições de 2004, quando foi verificada uma variação grande nas contribuições para os RPPS, para tentar responder essa pergunta. Estimamos algumas regressões para a probabilidade de reeleição com as variáveis de controle usuais (características demográficas e socioeconômicas da população, atributos pessoais do prefeito, percentual de votos obtido na eleição anterior e variáveis fiscais médias e no ano eleitoral, além de *dummies* de estado) e acrescentamos uma variável binária que diz se o fluxo de financiamento do RPPS naquele ano foi muito inferior ao observado durante o mandato seguinte.¹⁴

O teste é bastante simples e consiste em avaliar a magnitude e a significância estatísticas desse indicador para diferentes valores de corte. A tabela 5 apresenta os “efeitos marginais médios” obtidos nos diferentes modelos probabilísticos de acordo com o valor de corte adotado. De modo geral, os resultados sugerem

¹⁴O indicador de manipulação pode ser escrito como $I(\Delta > c)$, onde: $\Delta = \sum_1^4 y_{t+i}/4 - y_t$ é a diferença no fluxo de financiamento médio do mandato seguinte e o valor observado no ano eleitoral; e c é um valor de corte arbitrário. A *proxy* para o fluxo de financiamento adotada são as contribuições totais para o RPPS sobre os salários.

que a manipulação no RPPS apresenta correlação positiva com a probabilidade de reeleição nos municípios brasileiros.

Tabela 5: Correlações parciais entre os indicadores de manipulação e a probabilidade de reeleição – 2004^{a,b}

Valor de corte	0	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07
Linear	0,0685 (0,0445)	0,0898** (0,0415)	0,1351*** (0,0398)	0,1115*** (0,0397)	0,0854** (0,0407)	0,0667 (0,0428)	0,0568 (0,0447)	0,088* (0,0455)
Probit	0,0895** (0,0417)	0,1038*** (0,039)	0,1476*** (0,0371)	0,1204*** (0,037)	0,0882** (0,0381)	0,0695* (0,04)	0,0598 (0,042)	0,0914** (0,043)
Logit	0,0846** (0,0412)	0,098** (0,0387)	0,142*** (0,0372)	0,1171*** (0,0372)	0,0871** (0,0383)	0,0699* (0,0404)	0,0612 (0,0425)	0,0942** (0,0432)
$N(\Delta \leq x)$	147	186	236	279	323	364	392	415
$N(\Delta > x)$	417	378	328	285	241	200	172	149

^a Erros-padrão robustos. Método delta no caso dos modelos não lineares. ^b As variáveis de controle são os usuais: fiscais (média no mandato e no ano da eleição), atributos pessoais do prefeito, se ele é do partido do presidente/governador, % dos votos na eleição anterior, características do município e dos eleitores e *dummies* de estado. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$ e *** $p < 0,01$.

6 Conclusão

Este artigo analisa o efeito dos incentivos eleitorais sobre as contribuições para os RPPS usando dados dos municípios brasileiros. Para tanto, a metodologia econométrica interage limites de mandato e margem de vitória nas eleições envolvendo prefeitos candidatos, de modo que as estimativas se baseiam em uma mudança descontínua nos incentivos. Ademais, a identificação se beneficia de uma mudança exógena no fluxo de financiamento gerada pela reforma da previdência de 2003, que introduziu alíquotas mínimas de contribuição no âmbito dos RPPS. Dito de outro modo, o presente estudo adota uma estratégia empírica crível para analisar uma parte do orçamento bastante propensa a manipulações que havia sido ignorada pelos trabalhos anteriores.

De modo geral, os resultados estão de acordo com a noção de que os incentivos eleitorais causam manipulações. Mais especificamente, os municípios nos quais os governantes podem se reeleger apresentam contribuições menores para os RPPS no ano eleitoral. Cabe notar que as contribuições patronais constituem uma parte pouco visível e menos monitorada dos gastos, enquanto a parcela retida dos salários dos servidores públicos é equivalente a uma tributação focalizada, que atinge um grupo de eleitores que está normalmente organizado para outras finalidades. As estimativas desagregadas sugerem que somente a diferença nas contribuições dos servidores são estatisticamente significantes. Adicionalmente, as regressões com a amostra dividida mostram que tais estimativas se baseiam na variação promovida pela reforma da previdência.

Referências

- Aidt, T. S., F. J. Veiga, and L. G. Veiga (2011). Election results and opportunistic policies: A new test of the rational political business cycle model. *Public choice* 148(1), 21–44.
- Akhmedov, A. and E. Zhuravskaya (2004). Opportunistic political cycles: test in a young democracy setting. *The Quarterly Journal of Economics* 119(4), 1301–1338.
- Alesina, A. and G. Tabellini (1990). A positive theory of fiscal deficits and government debt. *The Review of Economic Studies* 57(3), 403–414.

- Alt, J., E. Bueno de Mesquita, and S. Rose (2011). Disentangling accountability and competence in elections: evidence from us term limits. *The Journal of Politics* 73(1), 171–186.
- Araújo, F. F. d. and A. Sant’Anna Jr. (1999). Sistemas municipais de previdência para servidores: um bom negócio para o município. Mas... In CEPAM (Ed.), *O município no século XXI: cenários e perspectivas*, pp. 155–172. São Paulo: Fundação Prefeito Faria Lima – CEPAM.
- Arvate, P. R., M. Mendes, and A. Rocha (2010). Are voters fiscal conservatives? evidence from brazilian municipal elections. *Estudos Econômicos (São Paulo)* 40(1), 67–101.
- Barro, R. J. (1973). The control of politicians: an economic model. *Public choice* 14(1), 19–42.
- Besley, T. (2005). Political selection. *The Journal of Economic Perspectives* 19(3), 43–60.
- Besley, T. and A. Case (1995). Does electoral accountability affect economic policy choices? evidence from gubernatorial term limits. *The Quarterly Journal of Economics* 110(3), 769–798.
- Brender, A. (2003). The effect of fiscal performance on local government election results in israel: 1989–1998. *Journal of Public Economics* 87(9), 2187–2205.
- Brender, A. and A. Drazen (2005). Political budget cycles in new versus established democracies. *Journal of monetary Economics* 52(7), 1271–1295.
- Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik (2014). Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. *Econometrica* 82(6), 2295–2326.
- Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik (2015). Optimal data-driven regression discontinuity plots. *Journal of the American Statistical Association* 110(512), 1753–1769.
- Cheng, M.-Y., J. Fan, and J. S. Marron (1997). On automatic boundary corrections. *The Annals of Statistics* 25(4), 1691–1708.
- Clark, R. L., L. A. Criag, and J. W. Wilson (2003). *A history of public sector pensions in the United States*. Philadelphia, PA: University of Pennsylvania Press.
- Drazen, A. and M. Eslava (2005). *Electoral manipulation via expenditure composition: theory and evidence*. Number 11085 in NBER Working Paper Series. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Dubois, E. (2016). Political business cycles 40 years after nordhaus. *Public Choice* 166(1-2), 235–259.
- Eggers, A. C., A. Fowler, J. Hainmueller, A. B. Hall, and J. M. Snyder (2015). On the validity of the regression discontinuity design for estimating electoral effects: New evidence from over 40,000 close races. *American Journal of Political Science* 59(1), 259–274.
- Epple, D. and K. Schipper (1981). Municipal pension funding: a theory and some evidence. *Public Choice* 37(1), 141–178.
- Ferejohn, J. (1986). Incumbent performance and electoral control. *Public choice* 50(1), 5–25.
- Ferraz, C. and F. Finan (2011). Electoral accountability and corruption: Evidence from the audits of local governments. *The American Economic Review* 101(4), 1274–1311.
- Fowler, A. and A. B. Hall (2014). Disentangling the personal and partisan incumbency advantages: Evidence from close elections and term limits. *Quarterly Journal of Political Science* 9(4), 501–531.

- Gelman, A. and G. Imbens (2014). *Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs*. Number 20405 in NBER Working Paper Series. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Glaeser, E. L. and G. A. M. Ponzetto (2014). Shrouded costs of governments: the political economy of state and local public pensions. *Journal of Public Economics* 116, 89–105.
- Gonzalez, M. d. I. A. (2002). Do changes in democracy affect the political budget cycle? evidence from Mexico. *Review of Development Economics* 6(2), 204–224.
- Hahn, J., P. Todd, and W. Van, der Klaauw (2001). Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica* 69(1), 201–209.
- Imbens, G. and K. Kalyanaraman (2012). Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. *The Review of Economic Studies* 79(3), 933–959.
- Inman, R. P. (1982). Public employee pensions and the local labor market. *Journal of Public Economics* 19(1), 49–71.
- Kelley, D. G. (2014). The political economy of unfunded pension liabilities. *Public Choice* 158, 21–38.
- Klašnja, M. and R. Titunik (2017). The incumbency curse: weak parties, term limits, and unfulfilled accountability. *American Political Science Review* 111(1), 129–148.
- Klein, F. A. and S. N. Sakurai (2015). Term limits and political budget cycles at the local level: evidence from a young democracy. *European Journal of Political Economy* 37, 21–36.
- Lee, D. S. (2008). Randomized experiments from non-random selection in US house elections. *Journal of Econometrics* 142(2), 675–697.
- Leeds, M. A. (1985). Property values and pension underfunding in the local public sector. *Journal of Urban Economics* 18, 34–46.
- List, J. A. and D. M. Sturm (2006). How elections matter: Theory and evidence from environmental policy. *The Quarterly Journal of Economics* 121(4), 1249–1281.
- López, E. J. (2003). Term limits: Causes and consequences. *Public Choice* 114(1), 1–56.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics* 142(2), 698–714.
- Mitchell, O. S. and R. S. Smith (1994). Pension funding in the public sector. *The Review of Economics and Statistics* 76(2), 278–90.
- Nordhaus, W. D. (1975). The political business cycle. *The review of economic studies* 42(2), 169–190.
- Peltzman, S. (1992). Voters as fiscal conservatives. *The Quarterly Journal of Economics* 107(2), 327–361.
- Persson, T. and L. E. Svensson (1989). Why a stubborn conservative would run a deficit: Policy with time-inconsistent preferences. *The Quarterly Journal of Economics* 104(2), 325–345.
- Pettersson-Lidbom, P. (2001). An empirical investigation of the strategic use of debt. *Journal of Political Economy* 109(3), 570–583.
- Porter, J. (2003). *Estimation in the regression discontinuity model*. Unpublished Manuscript. Cambridge, MA: Department of Economics, Harvard University.

- Rogoff, K. (1990). Equilibrium political budget cycles. *The American Economic Review*, 21–36.
- Rogoff, K. and A. Sibert (1988). Elections and macroeconomic policy cycles. *The Review of Economic Studies* 55(1), 1–16.
- Rosenberg, J. (1992). Rationality and the political business cycle: The case of local government. *Public choice* 73(1), 71–81.
- Sakurai, S. N. and N. Menezes-Filho (2011). Opportunistic and partisan election cycles in brazil: new evidence at the municipal level. *Public Choice* 148(1), 233–247.
- Sakurai, S. N. and N. A. Menezes-Filho (2008). Fiscal policy and reelection in brazilian municipalities. *Public Choice* 137(1), 301–314.
- Schieber, S. J. (2011). Political economy of public sector retirement plans. *Journal of Pension Economics and Finance* 10(02), 269–290.
- Shi, M. and J. Svensson (2006). Political budget cycles: Do they differ across countries and why? *Journal of public economics* 90(8), 1367–1389.
- Shnitser, N. (2015). Funding discipline for US public pension plans: An empirical analysis of institutional design. *Iowa Law Review* 100(2), 663–714.
- Sjahrir, B. S., K. Kis-Katos, and G. G. Schulze (2013). Political budget cycles in indonesia at the district level. *Economics Letters* 120(2), 342–345.
- Smart, M. and D. M. Sturm (2013). Term limits and electoral accountability. *Journal of public economics* 107, 93–102.
- Veiga, L. G. and F. J. Veiga (2007a). Does opportunism pay off? *Economics Letters* 96(2), 177–182.
- Veiga, L. G. and F. J. Veiga (2007b). Political business cycles at the municipal level. *Public choice* 131(1), 45–64.

Apêndice A – Hipótese de identificação

Tabela A1: Descontinuidade nas características socioeconômicas predeterminadas dos municípios em torno da margem de vitória – 2000^{a,b}

	Coef.	Erro-padrão	Estat. z	IC 95%	Janela	Obs.
População urbana (%)	0,0143	0,0258	0,5530	[-0,0363; 0,0649]	0,1328	1.916
Mulheres (%)	-0,0007	0,0016	-0,4165	[-0,0038; 0,0024]	0,1247	1.841
Não brancos (%)	0,0144	0,0271	0,5298	[-0,0387; 0,0674]	0,1356	1,944
17 anos ou menos (%)	0,0013	0,0059	0,2208	[-0,0103; 0,0129]	0,1623	2.219
65 anos ou mais (%)	-0,0001	0,0021	-0,0366	[-0,0041; 0,0040]	0,1415	2.014
Alfabetizados (%)	-0,0112	0,0124	-0,9017	[-0,0354; 0,0131]	0,1395	1.993
Ensino médio (%)	0,0014	0,0060	0,2336	[-0,0103; 0,0131]	0,1462	2.069
Anos de estudo	-0,0046	0,1065	-0,0433	[-0,2133; 0,2041]	0,1617	2.215
Emigraram nos últimos cinco anos (%)	0,0016	0,0058	0,2759	[-0,0098; 0,0130]	0,1376	1.967
População (log)	0,0184	0,1235	0,1492	[-0,2236; 0,2604]	0,1437	2.038
Renda domiciliar per capita (log)	-0,0337	0,0559	-0,6031	[-0,1432; 0,0758]	0,1468	2.072
Domicílios próprios (%)	0,0054	0,0100	0,5450	[-0,0141; 0,0250]	0,1437	2.038
Acesso a água pela rede geral (%)	-0,0018	0,0252	-0,0708	[-0,0511; 0,0476]	0,1457	2.066
Água canalizada (%)	-0,0100	0,0232	-0,4306	[-0,0555; 0,0355]	0,1245	1.840
Acesso a sanitário (%)	-0,0211	0,0171	-1,2317	[-0,0547; 0,0125]	0,1304	1.890
Escoamento sanitário adequado (%)	-0,0529	0,0364	-1,4543	[-0,1242; 0,0184]	0,1466	2.071
Iluminação elétrica (%)	0,0160	0,0149	1,0781	[-0,0131; 0,0452]	0,0872	1.367
Coleta de lixo por serviço de limpeza (%)	0,0057	0,0315	0,1811	[-0,0560; 0,0673]	0,1138	1.714

^a Estimativas obtidas via regressões lineares locais com correção de viés e erros-padrão robustos. ^b Os dados são do Censo Demográfico de 2000 realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). * p < 0,10, ** p < 0,05 e *** p < 0,01.

Tabela A2: Descontinuidade nas características dos candidatos eleitos em torno da margem de vitória – 2000 a 2012^{a,b}

	Coef.	Erro-padrão	Estat. z	IC 95%	Janela	Obs.
Idade	1,1032	1,0905	1,0117	[-1,0341; 3,2406]	0,14662	2.075
Mulher	-0,0459	0,0301	-1,5258	[-0,1049; 0,0131]	0,11531	1.737
Casado	0,0399	0,0414	0,9639	[-0,0412; 0,1210]	0,15235	2.126
Ensino médio	0,0898*	0,0539	1,6676	[-0,0157; 0,1953]	0,0961	1.487
Ensino superior	0,0475	0,0586	0,8107	[-0,0673; 0,1622]	0,11329	1.707
Partido do presidente	0,0147	0,0351	0,4185	[-0,0541; 0,0835]	0,15019	2.109
Partido do governador	-0,0037	0,0476	-0,0782	[-0,0971; 0,0897]	0,11693	1.754
Partido de esquerda ^c	-0,0254	0,0426	-0,5962	[-0,1088; 0,0580]	0,16659	2.273
Partido de direita ^c	0,0704	0,0517	1,3619	[-0,0309; 0,1718]	0,12631	1.855
Partido de centro ^c	-0,0583	0,0589	-0,9892	[-0,1738; 0,0572]	0,12485	1.846

^a Estimativas obtidas via regressões lineares locais com correção de viés e erros-padrão robustos. ^b Os dados são do repositório de dados eleitorais do TSE (eleições de 2000 a 2012). ^c Partidos de esquerda: PDT, PT, REDE, PMN, PSB, PV, PCdoB, PSOL, PPL e PTdoB; de direita: PP, PSL, PST, PSC, PR, DEM, PSD, PRONA, PRB, PSDC, PRTB, PHS e PRN; e de centro: PTB, PMDB, PSDB, PTN, PMB, PRP, PSD, SD, PEN e PROS. * p < 0,10, ** p < 0,05 e *** p < 0,01.

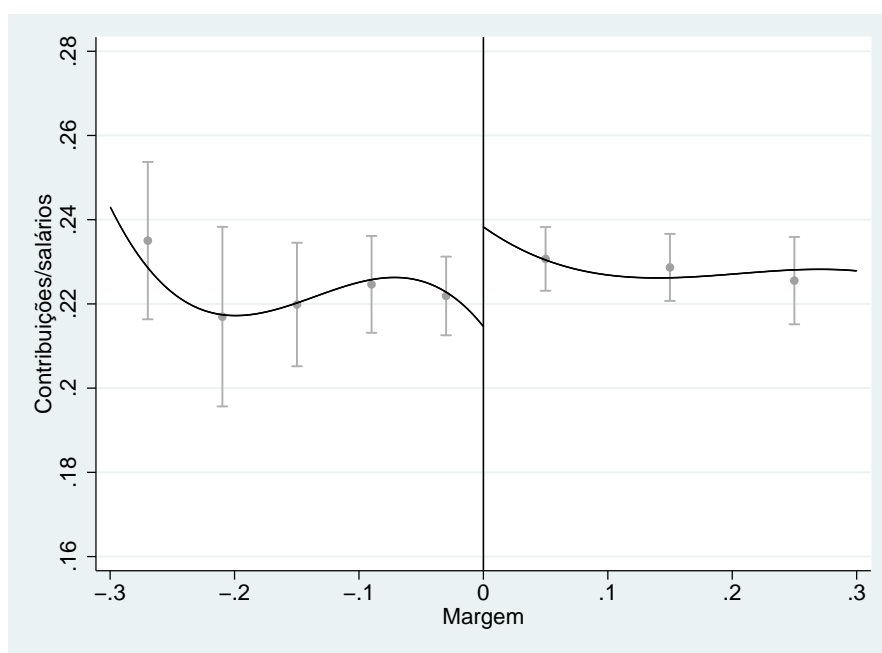
Tabela A3: Teste de descontinuidade na margem de vitória dos prefeitos candidatos – 2000 a 2012^{a,b}

Bin	Janela					
	0,05	0,1	0,15	0,2	0,25	0,3
0,0035	0,1161 (0,1528)	0,0578 (0,1050)	0,0390 (0,0850)	0,0344 (0,0733)	0,0520 (0,0655)	0,0736 (0,0599)
0,007	0,1352 (0,1523)	0,0578 (0,1050)	0,0379 (0,0849)	0,0322 (0,0733)	0,0503 (0,0655)	0,0724 (0,0598)
0,0105	0,1084 (0,1527)	0,0409 (0,1050)	0,0288 (0,0851)	0,0304 (0,0735)	0,0509 (0,0656)	0,0724 (0,0598)

^a Erros-padrão entre parêntesis. ^b A estatística do teste é a diferença no logaritmo das alturas da densidade dos dois lados do limiar. A estimação envolve a construção de um histograma de intervalos pequenos e depois a suavização via regressões lineares locais usando a função kernel triangular. O regressor é o ponto médio dos bins e a variável de resposta é a contagem normalizada das observações. O procedimento automático sugere um bin igual a 0,0069 ponto percentual (p.p.) e uma janela de estimação de 0,206 p.p. A estatística do teste é igual a 0,036 com um erro-padrão de 0,0723, sendo insignificante. * p< 0,10, ** p< 0,05 e *** p< 0,01.

Apêndice B – Evidência gráfica

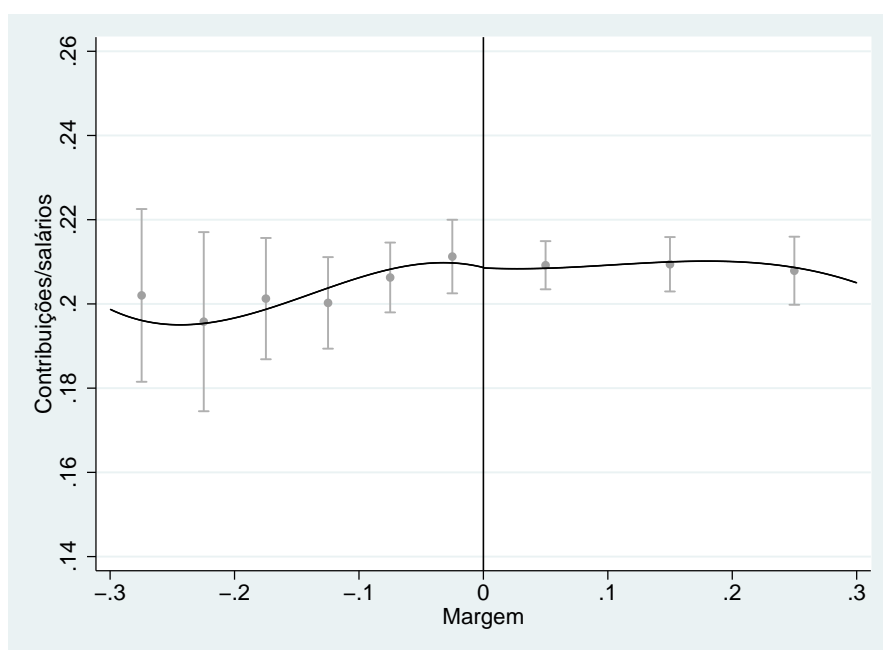
Figura B1: Contribuições para o RPPS sobre a remuneração bruta ao longo da margem de vitória dos prefeitos candidatos (último ano do mandato) – 2004, 2008, 2012 e 2016^a



Elaboração própria.

^a O gráfico conta com 1.034 observações do lado esquerdo do limiar e 1.533 do lado direito. Os pontos são médias locais calculadas em intervalos igualmente espaçados. São cinco bins do lado esquerdo e três do lado direito que apresentam larguras iguais a 6 p.p. e 10 p.p. cada, respectivamente. As médias são acompanhadas de intervalos de 95% de confiança. As linhas sólidas representam o ajuste de regressões paramétricas polinomiais de ordem três.

Figura B2: Contribuições para o RPPS sobre a remuneração bruta ao longo da margem de vitória dos prefeitos candidatos (média durante o mandato) – 2001 a 2016^a



Elaboração própria.

^a O gráfico conta com 1.034 observações do lado esquerdo do limiar e 1.533 do lado direito. Os pontos são médias locais calculadas em intervalos igualmente espaçados. São seis *bins* do lado esquerdo e três do lado direito que apresentam larguras iguais a 5 p.p. e 10 p.p. cada, respectivamente. As médias são acompanhadas de intervalos de 95% de confiança. As linhas sólidas representam o ajuste de regressões paramétricas polinomiais de ordem três.