

Efetivas ou não? Um estudo dos efeitos da instituição de cotas de gênero sobre o legislativo local brasileiro

Sergio Sakurai, Jenifer Barbosa e Jaqueline Rossali (FEA-RP/USP)

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar o efeito da inserção de cotas de gênero, ocorrida em 1997, e a sua minirreforma, instituída em 2009, sobre a proporção de candidatos e de vereadores efetivamente eleitos do gênero feminino, sobre o comportamento dos gastos públicos e sobre o grau de escolaridade dos vereadores do gênero feminino. Em particular, emprega-se a metodologia diferenças-em-diferenças separando os municípios brasileiros entre aqueles que estavam adequados às cotas mesmo antes da sua instituição e continuaram a estar adequados depois (grupo de controle) e municípios que não estavam adequados e que posteriormente à instituição das cotas passaram a estar. Os resultados indicam que a instituição das cotas de gênero e a minirreforma foram efetivas na elevação da proporção de candidatos do gênero feminino, mas somente a minirreforma de 2009 foi efetiva na elevação de vereadoras efetivamente eleitas. Ademais, os resultados sugerem que os partidos se adequaram à minirreforma elevando a proporção de candidatas de menor nível de escolaridade, às custas de uma menor participação de candidatas com nível superior. Por outro lado, houve um aumento da proporção de vereadoras com nível superior. Por fim, os resultados sugerem efeitos discretos e na maioria das vezes nulo sobre os indicadores fiscais dos municípios brasileiros.

Palavras chave: quotas de gênero, municípios brasileiros, câmaras municipais, diferenças-em-diferenças

Abstract

The objective of this paper is to investigate the effects regarding the institution gender quotas in 1997, and its mini-reform, instituted in 2009, on the proportion of female candidates and elected female councilors, on the behavior of public spending and the level of education of female councilors. In particular, we apply the differences-in-differences method separating municipalities that complied with the quotas even before their institution and continued to comply with afterwards (control group) from municipalities that did not comply before and complied with after the institution. Our results indicate that the institution of gender quotas and the mini-reform were effective in raising the proportion of female candidates, but only the 2009 mini-reform was effective in raising elected female legislators. Moreover, the results suggest that political parties adapted to the mini-reform by raising the proportion of lower-educated candidates at the expense of a lower participation of female candidates with university degree. On the other hand, there was an increase in the proportion of elected female councilmen with superior degree. Finally, the results suggest discrete and often null effects on the fiscal indicators of Brazilian municipalities.

Key words: gender quotas, Brazilian municipalities, local council, differences-in-differences

JEL codes: J16; H75; C23

Área Anpec: 5 (Economia do setor público)

1 Introdução

Aconteceu em Pequim, em setembro de 1995, a Quarta Conferência Mundial sobre as Mulheres. O resultado desse encontro foi um acordo com o objetivo de alcançar a igualdade de gênero e eliminar a discriminação, em todo o mundo, contra mulheres e meninas. O documento, chamado “Declaração e Plataforma de Ação de Pequim”, listou 12 pontos críticos a serem trabalhados, sendo um deles “a desigualdade em relação à participação no poder político e nas instâncias decisórias”, além da descrição de meios para alcançar seus objetivos.

Embora não fosse novidade em alguns países da Europa, que já contavam com esse tipo de ação afirmativa, o sistema de cotas nas chapas partidárias no Brasil, instituído em 1995, teve como função atender ao proposto na Plataforma de Ação de Pequim, de forma a incentivar mulheres a ocupar instâncias do poder.

Inicialmente, a reserva para mulheres consistia em 20% das vagas, para o legislativo municipal, de cada partido ou coligação (art. 11, § 3º, da Lei n. 9.100/1995). Já em 1997, com o advento da Lei n. 9.504/1997, o percentual mínimo de candidatas passa a ser 30% (ARAÚJO 2001). No entanto, a Lei 9.504/1997, em decorrência da expressão “deverá reservar”, foi alvo de polêmica a respeito de sua correta interpretação, deixando a cargo dos partidos o cumprimento da cota estipulada. Assim, o Congresso Nacional aprovou em 2009 a Lei 12.0348, uma minirreforma eleitoral na qual a expressão “deverá reservar” foi substituída por “preencherá”, sendo estabelecido que os partidos não deveriam apenas reservar tais vagas, mas também preenchê-las, eliminando de vez as dúvidas acerca de sua obrigatoriedade:

“Art. 10. Cada partido ou coligação poderá registrar candidatos para a Câmara dos Deputados, a Câmara Legislativa, as Assembleias Legislativas e as Câmaras Municipais no total de até 150% (cento e cinquenta por cento) do número de lugares a preencher, salvo: (Redação dada pela Lei nº 13.165, de 2015). § 3º Do número de vagas resultante das regras previstas neste artigo, cada partido ou coligação preencherá o mínimo de 30% (trinta por cento) e o máximo de 70% (setenta por cento) para candidaturas de cada sexo. (Redação dada pela Lei nº 12.034, de 2009).”

Existem, atualmente, três tipos de cotas políticas: as cotas por iniciativa voluntária dos partidos políticos (que consistem no comprometimento, por parte dos partidos políticos, em nomear uma certa porcentagem de mulheres em suas listas eleitorais); as cotas como reserva de assentos parlamentares e as cotas como legislação nacional de reserva de vagas partidárias. Aquelas consistem em reservar posições para as quais só mulheres podem se candidatar, enquanto estas “se destinam à reserva de vagas nas listas eleitorais de todos os partidos, em uma ou mais esferas de representação parlamentar” (ARAÚJO 2001), (PANDE AND FORD 2011).

Na média, a representação feminina entre os legisladores é maior em países com qualquer tipo de cota em comparação aos países sem cotas de gênero. Além destas, alguns países do mundo já adotam as chamadas “corporate board quotas”, que visam aumentar a representatividade feminina na esfera corporativa (PANDE AND FORD 2011). Brasil e Argentina, por sua vez, possuem sistemas eleitorais distintos: o primeiro baseado em lista aberta e o segundo, em lista fechada. No primeiro sistema o eleitor tem a possibilidade de votar em um candidato específico ou na legenda do partido; já no segundo, é apresentada ao eleitor uma lista ordenada com os candidatos elegíveis, e este vota somente na legenda partidária e não em candidatos individuais. Para Araújo, “a lista fechada apresenta melhores condições para a efetivação das cotas”, dado que esta permite evitar a chamada disputa intrapartidária, bem como incluir mulheres nos primeiros espaços do seu ordenamento (ARAÚJO 2010).

No Brasil, a minirreforma de 2009 causou mudanças significativas em seu cenário político em que os partidos têm realizado esforços significativos no sentido de aumentar a participação feminina em seus quadros. De fato, boa parte do horário político gratuito disponível pelos partidos na mídia tem sido recentemente utilizado com este propósito específico. Contudo, ainda que a inserção das cotas e a minirreforma de 2009 possam eventualmente ter alterado a participação feminina nas eleições brasileiras, pouco se sabe sobre a taxa efetiva de eleição de mulheres, sobre seu perfil e sobre um eventual efeito sobre as políticas públicas.

Diante disto, o objetivo do estudo aqui proposto é analisar o efeito da inserção de cotas de gênero, ocorrida em 1997, e a sua minirreforma, instituída em 2009, sobre a proporção de candidatos e de vereadores efetivamente eleitos do gênero feminino, sobre o comportamento dos gastos públicos e sobre o grau de escolaridade dos vereadores do gênero feminino. Em particular, emprega-se a metodologia diferenças-em-diferenças analisado-se o comportamento destes indicadores separando os municípios brasileiros em dois grupos: (i) municípios que estavam adequados às cotas mesmo antes da sua instituição e continuaram a estar adequados após sua instituição (grupo de controle); (ii) municípios que não estavam adequados e que posteriormente à instituição das cotas passaram a estar adequados (grupo de tratamento). Para isso, serão analisadas as eleições municipais de 1996 e 2008 (realizadas antes da instituição das cotas obrigatórias de gênero no Brasil e da minirreforma eleitoral de 2009, respectivamente) e as dos anos de 2000 e de 2012 (imediatamente posteriores à adoção das cotas obrigatórias e à minirreforma eleitoral), assim como dados fiscais de 1997 a 2004 e 2009 a 2015. O presente estudo visa, portanto, acompanhar a evolução da participação feminina nas câmaras municipais brasileiras e seus efeitos sobre a política fiscal. Seu objetivo está associado à uma maior compreensão do impacto das diferenças dos gêneros sobre a execução de políticas públicas além dos impactos das cotas de gênero nas eleições municipais brasileiras.

Diferentemente do proposto por Brollo and Troiano (2016) e Arvate et al. (2014), cujas análises se centravam no poder executivo municipal, a principal contribuição deste artigo é analisar, de forma inovadora na literatura sobre o Brasil, o efeito das cotas sobre o legislativo municipal brasileiro, trazendo portanto novas contribuições ao tema. Particularmente, é possível que os políticos ajam de acordo com dois modelos teóricos: o de Hotelling-Downs, em que os candidatos se importam apenas em vencer as eleições e a probabilidade de vencer é maximizada se eles se movem para o centro e capturam as preferências do eleitor mediano, fazendo com que, independentemente de seu sexo ou partido, ofereçam plataformas de governo similares, e o de Alesina (1988), em que os candidatos se importam com os resultados de suas políticas e não apenas em serem eleitos (ou seja: políticas ao centro poderiam não maximizar sua utilidade). Logo, de acordo com este, os eleitos podem ter incentivo a implementar políticas que vão de acordo com suas preferências (ou de seu eleitorado) e, se as mulheres possuem preferências distintas das dos homens, isso então se refletiria nos resultados de políticas públicas, por exemplo (FERREIRA AND GYOURKO 2014).

Os resultados inéditos obtidos por este estudo indicam que a instituição das cotas de gênero de 1997 e a minirreforma de 2009 foram efetivas na elevação da proporção de candidatos do gênero feminino, mas somente a minirreforma de 2009 foi efetiva na elevação de vereadores efetivamente eleitos do gênero feminino. Ademais, os resultados sugerem que os partidos se adequaram à minirreforma elevando a proporção de candidatas de menor nível de escolaridade, às custas de uma menor participação de candidatas com nível superior. Por outro lado, houve um aumento da proporção de vereadoras (ou seja, candidatas efetivamente eleitas) com nível superior. Por fim, os resultados sugerem efeitos discretos e na maioria das vezes nulo sobre os indicadores fiscais dos municípios brasileiros.

Além desta introdução, este artigo contempla uma breve revisão da literatura, apresentada na seção 2 e uma descrição da metodologia e dos dados utilizados, conforme apresentado na seção 3. Os resultados das estimações são apresentados na seção 4 e por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais.

2 Revisão da literatura

Em relação à literatura, há diversos artigos que abordam o efeito da introdução de cotas de gênero nas eleições. O estudo desenvolvido por Paola et al. (2010), por exemplo, explora a introdução de cotas de gênero na Itália em 1993, que vigoraram até o ano de 1995. Devido ao curto período coberto pela reforma, alguns municípios nunca votaram sob o regime, o que permitiu a identificação de dois grupos distintos (de tratamento e de controle) e a posterior estimação dos efeitos das cotas utilizando o método de Diferenças-em-Diferenças. O grupo de tratamento engloba os municípios que votaram sob a lei de cotas, já o grupo de controle, os municípios que nunca votaram durante a vigência da reforma. As estimações econométricas realizadas pelos autores mostram que a representação política das mulheres após a reforma aumentou significativamente mais nos municípios que foram afetados pela lei de cotas do que nos municípios que não foram afetados. Este resultado se mantém mesmo se excluídas da análise as eleições que aconteceram no período em que a lei de cotas estava em vigência.

Já Baltrunaite et al. (2014), analisam os efeitos, sobre a qualidade dos políticos, da introdução das cotas de gênero na Itália também utilizando o método de Diferenças-em-Diferenças. Utilizando a escolaridade dos políticos como proxy para sua qualidade, os autores concluem que as cotas de gênero estão associadas a um aumento na qualidade dos políticos eleitos. Este efeito é devido não somente a um maior número de mulheres eleitas, que, na média, são mais escolarizadas que os homens, mas também à uma redução dos homens menos escolarizados que são eleitos.

Braga and Scervini (2017), por sua vez, baseando-se em dados de municípios italianos no período de 1991 a 2009, procuraram identificar o impacto da proporção de mulheres nas câmaras municipais (instrumentalizada pela implementação das cotas de gênero obrigatórias) sobre a qualidade de vida nos municípios, a eficácia das políticas que focalizam mulheres e famílias e a ineficiência da administração pública local. Tais variáveis de interesse tiveram como *proxies* a taxa líquida de migração, a taxa de fecundidade e o tamanho dos gabinetes nomeados pelos prefeitos, respectivamente. Utilizando o procedimento de Mínimos Quadrados em Dois Estágios em que, no primeiro estágio, a proporção de mulheres na Câmara foi regredida sobre uma *dummy* (que assumia o valor 1 em todos os municípios e anos em que a câmara municipal havia sido eleita durante a vigência da cota e 0 caso contrário) e um certo conjunto de regressores e, no segundo estágio, as proxies para as variáveis de interesse foram regredidas sobre a proporção de mulheres estimada e o mesmo conjunto de regressores, os autores concluíram que, em municípios onde a Câmara fora eleita quando a lei de cotas estava em vigor, havia uma proporção significativamente maior de mulheres ocupando os cargos. No entanto, observaram que o gênero do político não afeta a taxa líquida de migração (ao contrário da taxa de fecundidade, que é relativamente maior em municípios administrados por uma maior proporção de mulheres). Finalmente, quando se considera a eficiência do governo local, os resultados mostram que, na média, os municípios com um maior número de mulheres na câmara são aqueles em que os prefeitos apontam um menor número de membros para o gabinete (o aumento de 1 p.p na participação das mulheres na câmara reduz em cerca de 3% os membros apontados). Dado

que a câmara deve aprovar a composição do Gabinete, tais resultados sugerem que uma maior proporção de mulheres contribui para a poupança dos recursos públicos.

Conforme outro estudo, desenvolvido por Beaman et al. (2011), em 1993, uma emenda constitucional requereu que um terço das posições de “Pradhan” (líderes dos conselhos das aldeias indianas) fossem reservadas às mulheres. Durante 2003 e 2004 foram registrados 197 encontros entre aldeões em cinco diferentes estados indianos. Segundo os resultados obtidos pelos autores, as aldeãs são significativamente mais propensas a se expressar nos encontros em que os líderes dos conselhos são mulheres. Além disso, constatou-se que o aumento da participação feminina na política das aldeias ocasiona um grande aumento dos investimentos para provisão de água potável.

Já Gajwani (2015), utilizando dados de 144 vilarejos do estado de Tamil Nadu, na Índia, observaram que, num teste de conhecimento (realizado via entrevistas individuais, em que os entrevistados responderam 19 questões) acerca dos deveres dos presidentes dos Gram Panchayats (GPs), bem como do funcionamento do sistema panchayat em geral, as mulheres pontuaram menos que os homens. Além disso, constataram que a interação das presidentes dos GPs com cargos superiores é menor do que a dos presidentes homens, o que ajuda a explicar o fato de menos escolas e rodovias serem criadas em GPs cujo presidente é do sexo feminino, dado que alguns bens públicos, para serem providos, requerem coordenação e/ou suporte de níveis mais altos do sistema panchayat.

Outros artigos, no entanto, abordam apenas os efeitos da eleição de mulheres. Brollo and Troiano (2016), baseados em auditorias governamentais randômicas, cuja finalidade é a de examinar o uso das transferências federais, concluíram que, quando comparadas aos prefeitos, as prefeitas brasileiras se envolvem com menor frequência em episódios de corrupção. Além disso, estas tendem a contratar menos empregados temporários (incluindo cargos comissionados) que prefeitos, particularmente durante os anos eleitorais, sugerindo que recebem menos patrocínios. Ferreira and Gyourko (2014), por sua vez, baseados em dados de 5.500 eleições municipais estadunidenses, entre os anos de 1950 e 2005, procuraram, empregando o método de Regressão Descontínua, identificar os efeitos de se eleger uma prefeita ao comparar as cidades que elegeram, com pequena margem de vitória, mulheres em vez de homens (grupo de tratamento) com cidades em que as mulheres perderam, por pequena margem, dos homens (o grupo de controle). As estimativas, no entanto, sugerem que o impacto de se ter uma mulher como prefeita é insignificante para todas as variáveis de interesse analisadas (como índices de criminalidade e montante de gastos públicos). Além disto, os autores constataram que a eleição de uma mulher não impacta positivamente a eleição de outras mulheres, apesar de as mulheres possuírem uma maior chance de reeleição vis-à-vis os homens.

Hicks et al. (2016), utilizando dados de 28 países que reportaram compromissos de ajuda externa durante o período de 1965 a 2011, observaram que a proporção de assentos ocupados por mulheres no legislativo federal (na única câmara em sistemas unicamerais e na câmara inferior em sistemas bicamerais) impacta positivamente tanto no compromisso de ajuda externa quanto no seu desembolso de fato.

Já Svaleryd (2009) analisa, empiricamente, se o grau da representação feminina nas câmaras municipais suecas afeta os padrões da despesa pública dado que, segundo a autora, teoricamente possam haver diferenças nas preferências de homens e mulheres entre os representantes eleitos. Utilizando dados de 28 municípios da Suécia, os resultados das estimações logit indicam que a proporção de mulheres nas câmaras municipais exerce efeito significativo sobre as decisões relativas às despesas, impactando positivamente, por exemplo, nos gastos com educação e cuidados médicos, especialmente em relação à população idosa.

Arvate et al. (2014), baseando-se em dados eleitorais brasileiros, constataram haver uma redução do número de votos para mulheres candidatas ao cargo de prefeito após uma mulher ter sido previamente eleita. Os resultados foram desenvolvidos considerando três grupos de escolaridade para os prefeitos: aqueles que possuíam ensino fundamental, os que possuíam ensino médio e aqueles que possuíam ensino superior. Ademais, foram analisados os efeitos da eleição de prefeitas sobre o número de creches municipais e imunizações gratuitas para crianças menores de um ano. O que se conclui é que não há diferença significativa entre os sexos na realização dessas políticas específicas.

A literatura indica que, em certas localidades, as mulheres implementam políticas distintas das dos homens; já em outros casos, a eleição de mulheres não impacta, de forma significativa, tais resultados. Portanto, para o presente estudo, ambos os casos são possíveis.

3 Metodologia e dados

Conforme discutido anteriormente, o objetivo do estudo é analisar em que medida a introdução das cotas de gênero, instituídas em 1997, e a sua minirreforma, realizada em 2009, influenciaram (i) a proporção de candidaturas e de candidatos efetivamente eleitos do gênero feminino, (ii) o comportamento das receitas e despesas públicas dos municípios brasileiros e (iii) o nível de escolaridade dos candidatos dos vereadores eleitos do gênero feminino. Diante disto, as variáveis dependentes das estimações são (i) as proporções de candidatos e de vereadores eleitos do gênero feminino, (ii) indicadores fiscais selecionados dos municípios brasileiros e (iii) os percentuais de candidatos e vereadores efetivamente eleitos do gênero feminino por faixa de escolaridade.

Para a realização do estudo proposto, foi realizado um levantamento de dados junto ao site do Tribunal Superior Eleitoral (TSE) para obtenção dos dados das candidaturas e dos resultados das eleições, junto à Secretaria do Tesouro Nacional (STN), para obtenção dos dados de receitas e despesas públicas dos municípios brasileiros e junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para obtenção de dados demográficos dos municípios brasileiros. A partir desse levantamento, procedeu-se com a realização dos testes econométricos. Em particular, utilizou-se o método Diferenças-em-Diferenças, no qual os municípios que já atendiam os critérios estabelecidos pelas cotas formam o grupo de controle e os municípios que não atendiam os critérios (e tiveram que à elas se adequar) formam o grupo de tratamento.

3.1 Dados

Em relação aos dados de candidaturas, foram inicialmente levantados os dados das candidaturas e dos resultados de todas as eleições municipais brasileiras para os anos de 1996, 2000, 2004, 2008, 2012 e 2016 junto ao site do TSE. Foram então excluídas da análise as eleições suplementares (ou seja, as que acontecem quando a junta apuradora verifica que os votos das seções anuladas e daquelas cujos eleitores foram impedidos de votar poderão alterar a representação de qualquer partido ou classificação de candidato eleito pelo princípio majoritário) e deixados apenas os candidatos ao cargo de vereador que tiveram suas candidaturas deferidas pelo TSE.

A base de dados contendo os registros de candidatura e resultados das eleições do ano de 1996, particularmente, apresentava um problema: não tinha a variável “gênero” definida, diferentemente dos anos posteriores, para os quais o gênero do candidato é informado pelo TSE. Para solucionar tal problema, foram seguidos três passos. O primeiro consistiu na combinação

dos dados de 1996 aos dados de eleições posteriores utilizando como variáveis-chave o estado do candidato, seu município e seu nome completo, com o intuito de verificar se o candidato que concorreu nas eleições de 1996 tornou a se candidatar em alguma das eleições posteriores. Inicialmente, todas as 305.761 observações referentes à eleição de 1996 estavam sem o gênero do candidato definido e, após este primeiro passo, conseguiu-se definir o sexo para 136.767 observações.

Em seguida, procedeu-se com a combinação da base de dados da eleição de 1996 com uma lista de primeiros nomes fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), na qual são apresentados os nomes mais frequentes (e cuja frequência é maior ou igual a 20 para todo Brasil) identificados pelo Censo Demográfico de 2010. Alguns dos nomes relacionados pertencem exclusivamente a homens ou a mulheres, enquanto alguns desses nomes pertencem a ambos os sexos. Em função disto, utilizou-se o critério de que se a frequência com que o nome aparece para mulheres sobre a frequência total com que o nome aparece na lista fosse igual ou maior a 80%, tal nome representaria uma pessoa do sexo feminino, ao passo que se essa porcentagem fosse igual ou menos do que 20%, tal nome representaria uma pessoa do sexo masculino. Feito isso, conseguiu-se definir o sexo de 162.107 observações adicionais. Aos nomes que continham os sobrenomes “Junior”, “Sobrinho”, “Filho” ou “Neto”, foram atribuídos o sexo masculino. Ademais, observou-se na lista fornecida pelo IBGE que primeiros nomes terminados em “berg” / “bergue” / “bergues” / “bergui”, “bon”, “carlos”, “cesar”, “çon”, “denor”, “derval”, “deval”, “don”, “equias”, “eon”, “eval”, “filipe”, “isval”, “ival”, “jeorge”, “lon”, “marcos”, “moel”, “mon”, “nal”, “nias”, “nival”, “noel”, “non”, “o”, “oney”, “rval”, “sval”, “shon” / “son” “tenor”, “thon” / “ton”, “tone”, “tor”, “uval”, “valter” / “walter”, “von” e “zon” são predominantemente masculinos, bem como os terminados em “a”, “ane” / “anne”, “bete” / “beth”, “carmen”, “denaide”, “dilce”, “elze”, “laine”, “lene”, “lice”, “lise”, “lourdes”, “luce”, “luciany”, “mary”, “meire”, “naide”, “neide”, “neire”, “net” / “nete” / “neth” / “nette”, “rete” / “reth” são predominantemente femininos. Estes, portanto, constituem o último critério para definição do gênero dos candidatos com sexo ainda indefinido.

As informações demográficas, por sua vez, (como população total, população jovem (com menos de 14 anos), população idosa (com mais de 65 anos), população urbana e população feminina dos municípios brasileiros dos anos 1991, 2000 e 2010 foram obtidas junto aos Censos Demográficos dos anos respectivos. Para obtermos as populações estimadas para o período de interesse (isto é, de 1996 a 2015) tais variáveis foram interpoladas via função exponencial. Após este passo, foram calculadas as proporções da população urbana, de jovens, idosos e mulheres para cada município brasileiro. Em particular, a proporção de mulheres é utilizada como controle apenas nas regressões que mensuram o efeito sobre a proporção de candidatos e de vereadores do gênero feminino.

Em seguida, foram coletados os dados de despesas e receitas públicas para os anos de 1997 a 2015 junto à Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Em particular, levantou-se os montantes, para cada município, das despesas orçamentária, corrente e de pessoal e as relativas à educação e cultura, saúde e saneamento e investimento, bem como os montantes das receitas orçamentária, corrente, tributária e de capital. Todas estas variáveis, a seguir, foram deflacionadas com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), transformadas em valores per capita e tiveram seu logaritmo natural calculado.

Por fim, foram criadas quatro *dummies* de ideologia partidária (centro, direita, esquerda e “outros partidos”) para classificar os partidos dos prefeitos de cada município seguindo a classificação proposta por Rodrigues (2002) (2002) e Babireski (2016): (i) Esquerda: PT, PDT, PSB, PPS, PMN e PV; (ii) Centro: PMDB, PSDB e PTB e (iii) Direita: DEM (antigo PFL),

PPB (atual PP), PDS (extinto), PL (atual PR), PSD, PSC, PSL, PST, PSDC, PRTB e PRP. Os partidos PSOL e PC do B, embora não categorizados por nenhum dos autores, foram ambos considerados como partidos de esquerda. Os demais partidos foram classificados como pertencentes ao grupo “outros partidos”. Essas variáveis entram como controles apenas nas regressões para o comportamento dos indicadores fiscais dos municípios brasileiros.

3.2 Análise dos dados

Embora a técnica de dados em painel já ofereça vantagens em relação a outros métodos por garantir uma maior variabilidade de informações, são apresentadas em sequência algumas estatísticas preliminares dos dados explorados neste estudo. A tabela 1 apresenta a proporção de mulheres candidatas à Câmara Municipal para cada eleição municipal de 1996 a 2016.

Apesar da lei de cotas ter sido instituída em 1997, nota-se que nas eleições subsequentes de 2000, 2004 e 2008 o percentual mínimo de 30% para candidaturas do gênero feminino de fato ainda não era cumprido. No entanto, com o advento da minirreforma eleitoral de 2009, tal percentual passou a ser atingido nas eleições de 2012 (que, na média, chega a 32,50%) e até aumenta nas eleições de 2016 (para 33,12%). Ademais, o desvio padrão diminui de 0,0687 em 2008 para 0,0344 em 2012 e 0,0260 em 2016, indicando que os municípios como um todo tendem a ficar mais próximos de cumprir a cota estipulada ao longo do tempo.

Embora a proporção de mulheres candidatas tenha aumentado entre as eleições de 2008 e as eleições de 2012 em quase 12 p.p, isso claramente não impacta significativamente a participação de mulheres nas câmaras municipais brasileiras que, conforme apresentado na tabela 2, aumenta de 12,80% em 2008 para 13,73% em 2012.

Tabela 1: Proporção de candidatos a vereador do gênero feminino, por eleição municipal

Ano	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
1996	5407	0,170	0,054	0,000	0,444
2000	5554	0,180	0,064	0,000	0,429
2004	5560	0,206	0,066	0,000	0,550
2008	5562	0,207	0,069	0,000	0,533
2012	5568	0,325	0,034	0,046	0,516
2016	5568	0,331	0,026	0,114	0,500

Fonte: elaboração própria

Tabela 2: Proporção de vereadores eleitos do gênero feminino, por eleição municipal

Ano	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
1996	5364	0,111	0,099	0,000	0,556
2000	5474	0,119	0,106	0,000	0,667
2004	5484	0,129	0,112	0,000	0,778
2008	5474	0,128	0,113	0,000	0,700
2012	5500	0,137	0,111	0,000	0,667
2016	5485	0,139	0,112	0,000	0,636

Fonte: elaboração própria

3.3 Modelo econométrico

Conforme mencionado anteriormente, o objetivo deste estudo é analisar em que medida a instituição das cotas de gênero (ocorrida em 1997) e a minirreforma das cotas (instituída em 2009) influenciaram o desempenho eleitoral dos candidatos do gênero feminino à uma vaga nas câmaras municipais brasileiras, assim como o perfil dos indicadores fiscais municipais. Para atingir este objetivo, este estudo explora um painel de municípios brasileiros e faz uso da metodologia Diferenças-em-Diferenças, em que o grupo de tratamento é formado por aqueles municípios que na eleição imediatamente anterior à instituição das cotas (ou da minirreforma) não atingia a percentagem mínima de candidatos do gênero feminino e na eleição imediatamente posterior passam a cumprir, ao passo que o grupo de controle é formado por aqueles municípios que cumpriam antes e continuaram cumprindo depois os limites mínimos estabelecidos pela legislação eleitoral.

Note que há dois períodos de tratamento: um referente à primeira instituição das cotas, em 1997, e um referente à minirreforma, ocorrida em 2009. Assim, os testes são realizados da seguinte forma:

- Efeito da instituição das cotas de 1997 sobre desempenho eleitoral: compara-se os resultados eleitorais municipais de 1996 (eleição pré-tratamento) e 2000 (eleição pós-tratamento). Neste caso, tem-se um painel de dois períodos (1997 e 2000).
- Efeito da instituição das cotas de 1997 sobre comportamento fiscal: compara-se os indicadores fiscais do mandato 1997-2000 (cujo executivo e legislativo foram eleitos em 1996, ou seja, antes do tratamento) com os indicadores do mandato 2001-2004 (cujo executivo e legislativo foi eleito em 2000, ou seja, depois do tratamento). Neste caso, tem-se um painel de oito períodos (1997 a 2004).
- Efeito da minirreforma de 2009 sobre desempenho eleitoral e sobre o nível de escolaridade dos vereadores do gênero feminino: compara-se os resultados as eleições de 2008 (eleição pré-tratamento) e 2012 (eleição pós-tratamento). Neste caso, tem-se novamente um painel de dois períodos (2008 e 2012).
- Efeito da minirreforma de 2009 sobre comportamento fiscal: compara-se os indicadores fiscais do mandato 2009-2012 (cujo executivo e legislativo foram eleitos em 2008, ou seja, antes do tratamento) e os indicadores fiscais do mandato 2013-2015 (cujo executivo e legislativo foram eleitos em 2012, ou seja, depois do tratamento). Neste caso, tem-se um painel de sete períodos (2009 a 2015). Esclarece-se que quando da realização dos testes empíricos deste estudo, ainda não estavam disponíveis dados fiscais referentes ao ano de 2016, o que justifica o ano de 2015 como último ano deste painel

Assim, a especificação a ser testada pode ser representada pela seguinte equação:

$$y_{it} = \alpha + c_i + \beta.dummy\ C \times T_i + \gamma.dummy\ A \times D_t + \psi.dummy\ C \times T \times X\ dummy\ A \times D + Controles + \epsilon_{it}$$

No estudo aqui proposto, as variáveis dependentes y_{it} podem ser listadas da seguinte forma:

- proporção de candidatas do gênero feminino
- proporção de vereadoras do gênero feminino

- proporção de candidatas do gênero feminino, por nível de escolaridade
- proporção de vereadoras do gênero feminino, por nível de escolaridade
- variáveis fiscais

Além disto, tem-se que:

- *dummy* C x T: *dummy* que assume o valor 1 caso o município i pertença ao grupo de tratamento e 0 caso pertença ao grupo de controle
- *dummy* A x D: *dummy* que assume o valor 1 depois da instituição das cotas de gênero de 1997 (ou depois da instituição da minirreforma de 2009) e 0 antes da instituição das cotas (ou antes da minirreforma de 2009)
- *dummy* C x T X *dummy* A x D: interação das *dummies*, cujo parâmetro ψ mensura o efeito do tratamento (em relação ao grupo de controle) sobre o grupo tratado (em relação ao grupo de controle), ou seja, o termo “diferenças-em-diferenças”;
- Controles: variáveis de controle das regressões, em particular, a população municipal (em logaritmo natural), proporção de jovens e taxa de urbanização. Adicionalmente, nas regressões para as variáveis fiscais, inclui-se as *dummies* de ideologia partidária do prefeito municipal e nas regressões para as proporções de candidatas e de vereadoras, inclui-se também a proporção da população municipal do gênero feminino. Assim, assume-se que a ideologia partidária do chefe do executivo local exerce efeito apenas sobre o comportamento das receitas e despesas locais, mas não sobre a participação e desempenho de candidatas do gênero feminino nas eleições para o legislativo local brasileiro, e que uma maior predominância de mulheres na população total influencia a participação e desempenho das mulheres na disputa por uma vaga nas câmaras municipais brasileiras, mas não sobre os indicadores fiscais municipais em si.

4 Resultados

Esta seção do estudo apresenta os resultados dos testes econométricos conforme modelo apresentado na seção 3. Os resultados são apresentados separadamente para (i) a instituição das cotas, ocorrida em 1997 e (ii) para a minirreforma, ocorrida em 2009. Para a primeira delas, são analisados os efeitos sobre a proporção de candidatas do gênero feminino e a proporção de vereadoras efetivamente eleitas do gênero feminino, assim como os efeitos sobre categorias específicas de receitas e despesas governamentais. Para a minirreforma de 2009, por sua vez, além dos efeitos sobre as mesmas variáveis mencionadas, são analisados também os efeitos sobre o nível de escolaridade das candidatas e das vereadoras eleitas. Não é possível realizar este teste para as eleições de 1996 e 2000 (instituição das cotas) dado que não há dados de nível educacional dos candidatos das eleições de 1996.

Os resultados apresentados se referem à regressões do tipo efeitos fixos (*within groups*), sendo que os valores em colchetes se referem aos desvios-padrão robustos dos coeficientes. Asteriscos se referem à significância estatística dos parâmetros da seguinte forma: *** = estatisticamente significativa a 1%, ** estatisticamente significativa a 5% e * = estatisticamente significativa a 10%. Ressalta-se também que a *dummy* controle x tratado é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município.

4.1 Efeitos da instituição das cotas de 1997

Conforme pode ser visto na coluna A da tabela 3, cuja variável dependente é a proporção de candidatos do gênero feminino, é possível notar que a instituição das cotas, em 1997, fez com que, no grupo de tratamento, a proporção de candidatas do gênero feminino fosse aproximadamente 10 pontos percentuais superior na eleição de 2000 comparativamente à eleição de 1996, em relação ao grupo de controle (formado por aqueles municípios que cumpriam com a lei tanto na eleição de 1996 como na eleição de 2000). Contudo, conforme os resultados apresentados na coluna B (cuja variável dependente é a proporção de vereadores eleitos do gênero feminino), note que esta maior proporção de candidatas não se materializou em uma maior proporção de candidatas efetivamente eleitas: note que a *dummy* de interação entre as *dummies* de controle x tratado e antes x depois, que mensura o efeito diferenças-em-diferenças, é estatisticamente nulo. Note que nestas duas regressões, o coeficiente associado à proporção da população municipal do gênero feminino é estatisticamente nulo, ou seja, uma maior presença de mulheres na população local não influencia nem a proporção de candidatos nem a proporção de vereadores do gênero feminino.

Em relação às variáveis fiscais, os resultados sugerem que nos municípios do grupo de tratamento (em relação ao grupo de controle), houve uma diminuição das receitas de capital e uma diminuição da receita tributária nos anos posteriores à instituição das cotas (relativamente aos anos anteriores). No caso das receitas de capital, o coeficiente negativo da ordem de 1,70 implica em uma redução de aproximadamente R\$ 5,47 por habitante, ao passo que o coeficiente negativo associado à receita tributária implica em redução da ordem de R\$ 1,52 por habitante. Esta menor arrecadação parece ter causado uma diminuição das despesas com educação e cultura da ordem de R\$ 1,20 por habitante¹. Para as demais variáveis fiscais, a *dummy* de interação, que mensura o efeito diferenças-em-diferenças é estatisticamente nula.

4.2 Efeitos da minirreforma de 2009

A tabela 4, por sua vez, apresenta os resultados referentes aos efeitos da minirreforma de 2009 sobre proporção de candidatos e de vereadores efetivamente eleitos do gênero feminino, além dos efeitos sobre o comportamento das receitas e despesas públicas locais. No caso do desempenho eleitoral, compara-se os resultados da eleição municipal de 2008 com a eleição de 2012, ao passo que no estudo dos indicadores fiscais, compara-se o comportamento das receitas e despesas de 2009 a 2012 (antes da minirreforma) relativamente aos valores dos anos de 2013 a 2015 (depois da minirreforma). Conforme já mencionado, os dados fiscais de 2016 ainda não estavam disponíveis no site da STN quando da realização destes testes.

Conforme a coluna A da referida tabela, nota-se que a minirreforma elevou, nos municípios do grupo de tratamento, a proporção de candidatas do gênero feminino em aproximadamente 12 pontos percentuais (em relação ao grupo de controle) na eleição municipal de 2012 (depois da minirreforma) comparativamente à eleição de 2008 (antes da minirreforma). Ademais, diferentemente do ocorrido com a instituição das cotas, em 1997, houve também um aumento da proporção de candidatas efetivamente eleitas: conforme pode ser visto na coluna B da tabela 4, este aumento foi da ordem de 4,3 pontos percentuais. Assim, estes resultados evidenciam que a proporção de vereadoras efetivamente eleitas cresceu com a instituição da minirreforma, mas em um ritmo inferior ao crescimento da proporção de candidatas do gênero

¹Dado que as variáveis fiscais estão mensuradas em logaritmo natural, é necessário calcular o exponencial dos parâmetros associados ao termo diferenças-em-diferenças para se calcular o valor em R\$.

feminino.

Também de forma diferente dos resultados apresentados na tabela 3, os resultados para a minirreforma de 2009 sugerem um efeito estatisticamente significativo de uma maior proporção da população local do gênero feminino sobre a proporção de candidatos e de vereadores do gênero feminino. Contudo, em ambos os casos, essa relação é negativa, ou seja, uma maior participação feminina na população total implica em menor participação feminina nas candidaturas e na composição das câmaras municipais brasileiras.

Outro resultado relevante diz respeito aos comportamento dos indicadores fiscais. Se com a instituição das cotas, em 1997, houve uma redução das receitas de capital e tributária, e uma redução das despesas com educação e cultura, os resultados sugerem que a minirreforma de 2009 alterou apenas o comportamento da receita tributária: neste caso, o parâmetro negativo, igual a 0,04, associado ao termo diferenças-em-diferenças, sugere uma elevação dos valores em aproximadamente R\$ 1,04 por habitante no grupo de tratamento relativamente ao grupo de controle.

Além das discussões sobre os efeitos da minirreforma de 2009 sobre a proporção de candidatas e vereadoras efetivamente eleitas do gênero feminino e sobre os indicadores fiscais, também é possível analisar os efeitos sobre o nível de escolaridade das candidatas e das vereadoras.

Conforme apresentado nas colunas A e G da tabela 5, ainda que em uma proporção bastante pequena (0,7 pontos percentuais), a minirreforma elevou (no grupo de tratamento vis-à-vis o grupo de controle) a proporção de candidatas analfabetas ou que apenas leem e escrevem, ao mesmo tempo em que reduziu em aproximadamente 2,9 pontos percentuais a proporção de candidatas com ensino superior completo. Estes resultados sugerem que os partidos políticos se adequaram à minirreforma incluindo candidatos do gênero feminino com baixo nível de escolaridade, por um lado, e diminuindo a participação relativa de candidatas mais escolarizadas, por outro, provavelmente apenas com o intuito de preencher o percentual mínimo necessário. Contudo, conforme pode ser visto na coluna F da tabela 6, o efeito sobre a eleição efetiva parece ter se concentrado nas candidatas com ensino superior incompleto, que se elevou em aproximadamente 3,9 pontos percentuais. Assim, muito embora candidatas com menor nível de escolaridade pareçam ter sido incluídas pelos partidos apenas com o objetivo de se adequarem às cotas, os resultados apresentados neste estudo sugerem que a minirreforma elevou não só a proporção de vereadoras eleitas, mas também a qualidade das mesmas, mensurada pelo nível de escolaridade.

5 Considerações finais

O cenário político brasileiro tem sofrido mudanças significativas nos últimos anos. Entre estas, a instituição das cotas de gênero, em 1997, e a sua minirreforma, ocorrida em 2009, são de particular interesse deste estudo: ainda que estas mudanças na legislação eleitoral brasileira possam eventualmente ter alterado a participação feminina nas eleições brasileiras, pouco se sabe sobre a taxa efetiva de eleição de mulheres, sobre seu perfil e sobre um eventual efeito sobre as políticas públicas.

O objetivo principal deste estudo foi analisar como a instituição das cotas de gênero, ocorrida em 1997, e sua minirreforma, ocorrida em 2009, influenciaram o desempenho eleitoral dos candidatos do gênero feminino nas eleições para o legislativo municipal brasileiro. Em particular, analisou-se o efeito sobre a proporção de candidatos, sobre a proporção de vereadores

efetivamente eleitos e sobre o nível de escolaridade dos candidatos do gênero feminino, bem como o comportamento de categorias específicas de receitas e despesas públicas. Para atingir este objetivo, explorou-se um painel de municípios brasileiros entre os anos de 1997 e 2004 e entre os anos de 2009 e 2015, por meio da metodologia diferenças-em-diferenças, em que os municípios que não cumpriam com os percentuais mínimos antes da legislação e passam a cumprir na eleição subsequente formam o grupo de tratamento e os municípios que já cumpriam e continuam cumprindo depois constituem o grupo de controle. Conforme enfatizado na introdução, muito embora outros estudos já tenham analisado a presença de prefeitos do gênero feminino no Brasil, este é o primeiro estudo que analisa o efeito das cotas sobre a disputa e composição das câmaras municipais brasileiras. Assim, discutir especificamente os efeitos das cotas sobre as eleições para o legislativo municipal é uma das principais contribuições deste estudo.

Os resultados obtidos sugerem que a instituição das cotas de 1997 de fato elevou a proporção de candidatos do gênero feminino, mas não elevou a proporção de candidatas efetivamente eleitas. Curiosamente, após esta lei, houve uma alteração, ainda que marginal, das receitas das despesas públicas locais. Já com a minirreforma das cotas de 2009, houve tanto um aumento da proporção de candidaturas do gênero feminino como também uma elevação de vereadoras nas câmaras municipais brasileiras, sugerindo que minirreforma foi efetiva ao fazer com que os partidos realmente se adequassem aos percentuais mínimos estabelecidos pela instituição de cotas de 1997.

Além de elevar o percentual de vereadoras nas casas legislativas brasileiras, a minirreforma de 2009 parece ter elevado a qualidade das vereadoras mensurada pelo grau de escolaridade: muito embora o aumento das candidaturas tenha ocorrido por meio da inclusão de candidatas com baixo nível de escolaridade, houve uma elevação das vereadoras (ou seja, candidatas efetivamente eleitas) com nível superior (ainda que incompleto). Contudo, os efeitos sobre os indicadores fiscais são bastante discretos, especialmente se comparados com os resultados da instituição das cotas de 1997: os resultados sugerem que houve apenas um aumento (bastante marginal) da arrecadação tributária, ou seja, da arrecadação local própria.

Estes resultados trazem evidências importantes sobre os resultados advindos da instituição das cotas de gênero no caso brasileiro. Especificamente no caso dos municípios e analisando-se especificamente os efeitos sobre o legislativo local, os resultados apresentados sugerem que os efeitos mais visíveis se dão na esfera política em si, ou seja, por meio de um aumento das candidaturas do gênero feminino e, no caso da minirreforma de 2009, também por meio de uma maior participação feminina nas câmaras municipais. Contudo, o efeito sobre o perfil das políticas públicas parece ser nulo, dado que o comportamento dos gastos públicos municipais parece não ter sido influenciado de forma significativa por uma maior participação feminina no processo eleitoral em si. A importância dos resultados evidenciados por este estudo podem, portanto, ser vistos não só em termos estritamente acadêmicos, mas também para o processo de formulação e avaliação de políticas públicas que visem, em particular, equalizar a participação feminina nas decisões em um sistema de democracia representativa.

Referências

Alesina, A. (1988), 'Credibility and policy convergence in a two-party system with rational voters', *The American Economic Review* **78**(4), 796–805.

URL: <http://www.jstor.org/stable/1811177>

Araújo, C. (2001), 'As cotas por sexo para a competição legislativa: o caso brasileiro em com-

- paração com experiências internacionais’, *Revista de Ciências Sociais* **44**(1), 155–194.
- Araújo, C. (2010), ‘Rotas de ingresso, trajetórias e acesso das mulheres ao legislativo: um estudo comparado entre Brasil e Argentina’, *Estudos Feministas* **18**, 367–384.
- Arvate, P., Firpo, S. & Pieri, R. (2014), Gender stereotypes in politics: what changes when a woman becomes the local political leader?
- Babireski, F. R. (2016), ‘Pequenos partidos de direita no brasil: uma análise dos seus posicionamentos políticos’, *Observatório de elites políticas e sociais do Brasil* **3**(6).
- Baltrunaite, A., Bello, P., Casarico, A. & Profeta, P. (2014), ‘Gender quotas and the quality of politicians’, *Journal of Public Economics* **118**, 62 – 74.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047272714001480>
- Beaman, L., Duflo, E., Pande, R. & Topalova, P. (2011), ‘Political reservation and substantive representation: Evidence from indian village councils’, *India Policy Forum* **7**(1), 159–201.
URL: <http://EconPapers.repec.org/RePEc:nca:ncaerj:v:7:y:2011:i:2011-1:p:159-201>
- Braga, M. & Scervini, F. (2017), ‘The performance of politicians: The effect of gender quotas’, *European Journal of Political Economy* **46**, 1 – 14.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0176268016302336>
- Brollo, F. & Troiano, U. (2016), ‘What happens when a woman wins an election? evidence from close races in brazil’, *Journal of Development Economics* **122**, 28 – 45.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387816300244>
- Ferreira, F. & Gyourko, J. (2014), ‘Does gender matter for political leadership? the case of u.s. mayors’, *Journal of Public Economics* **112**, 24 – 39.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047272714000073>
- Gajwani, K. (2015), ‘Gender and public goods provision in tamil nadu’s village governments’, *World Bank Economic Review* **29**(2), 234–261.
URL: <https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1093/wber/lhu001>
- Hicks, D. L., Hicks, J. H. & Maldonado, B. (2016), ‘Women as policy makers and donors: Female legislators and foreign aid’, *European Journal of Political Economy* **41**, 46 – 60.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0176268015000919>
- Pande, R. & Ford, D. (2011), Gender quotas and female leadership, Technical report, The World Bank.
- Paola, M. D., Scoppa, V. & Lombardo, R. (2010), ‘Can gender quotas break down negative stereotypes? Evidence from changes in electoral rules’, *Journal of Public Economics* **94**, 344–353.
- Rodrigues, L. M. (2002), *Partidos, ideologia e composição social*.
- Svaleryd, H. (2009), ‘Women’s representation and public spending’, *European Journal of Political Economy* **25**(2), 186 – 198.
URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0176268009000020>

Tabela 3: Efeitos da instituição das cotas em 1997

Coefficiente [Erro-padrão]	Proporção candidatas	Proporção eleitas	Proporção de capital	Receita Tributária	Despesa Orçamentária	Despesa de pessoal	Investimentos	Educação e Cultura	Saúde e Saneamento
	A	B	C	D	E	F	G	H	I
dummy controle x tratado	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>dummy</i> antes x depois	0,027 [0,022]	0,062 [0,065]	1,880*** [0,589]	0,569*** [0,195]	0,258*** [0,055]	0,264*** [0,077]	0,523* [0,281]	0,394*** [0,092]	0,286** [0,144]
<i>dummy</i> antes x depois X <i>dummy</i> controle x tratado	0,101*** [0,017]	-0,007 [0,052]	-1,710*** [0,545]	-0,423** [0,182]	-0,072 [0,051]	-0,101 [0,072]	-0,216 [0,262]	-0,178** [0,087]	0,126 [0,134]
População	-0,103*** [0,037]	-0,210* [0,111]	-3,860*** [1,209]	-0,371 [0,387]	-0,361*** [0,109]	-0,053 [0,153]	-0,965* [0,556]	-0,254 [0,184]	0,297 [0,286]
Proporção jovens	0,268 [0,519]	-0,184 [1,562]	-11,285 [8,695]	-24,438*** [2,684]	-5,131*** [0,755]	-8,414*** [1,062]	-1,656 [3,865]	-4,195*** [1,266]	-6,396*** [1,967]
Proporção urbana	-0,106 [0,091]	-0,185 [0,274]	-0,901 [3,033]	0,594 [0,991]	0,483* [0,279]	0,480 [0,393]	-0,090 [1,424]	1,261*** [0,467]	2,109*** [0,725]
Proporção feminina	0,023 [0,773]	-1,447 [2,328]							
Esquerda			-0,225 [0,422]	0,259** [0,132]	-0,008 [0,037]	-0,041 [0,052]	-0,421** [0,190]	0,090 [0,062]	0,073 [0,096]
Direita			-0,129 [0,271]	0,055 [0,089]	-0,027 [0,025]	-0,049 [0,035]	-0,114 [0,128]	-0,041 [0,042]	-0,078 [0,065]
Outros partidos			0,051 [0,961]	-0,584** [0,270]	0,011 [0,076]	-0,181* [0,107]	0,596 [0,401]	0,124 [0,127]	-0,106 [0,201]
Constante	1,086** [0,459]	2,932** [1,383]	42,288*** [12,257]	14,181*** [3,908]	11,735*** [1,103]	9,124*** [1,550]	13,980** [5,621]	8,792*** [1,860]	3,385 [2,889]
R^2	0,856	0,139	0,062	0,441	0,552	0,505	0,054	0,360	0,408
Observações (NxT)	257	257	665	787	788	788	783	783	780

Fonte: elaboração própria

Notas: T se refere aos anos eleitorais de 1996 e 2000 nas colunas A e B, e aos anos de 1997 a 2004 nas colunas C a I; a *dummy* controle x tratado é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros-padrão robustos entre colchetes; *** = estatisticamente significante a 1%; ** = estatisticamente significante a 5%; * = estatisticamente significante a 10%

Tabela 4: Efeitos da mirirreforma em 2009 - desempenho eleitoral e comportamento fiscal

Coefficiente [Erro-padrão]	A	B	C	D	E	F	G	H	I
dummy controle x tratado	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>dummy</i> antes x depois	0,007 [0,005]	-0,035*** [0,011]	-0,455*** [0,054]	-0,050*** [0,019]	-0,061*** [0,014]	0,042*** [0,015]	-0,481*** [0,031]	-0,056*** [0,008]	-0,005 [0,012]
<i>dummy</i> antes x depois X <i>dummy</i> controle x tratado	0,122*** [0,003]	0,043*** [0,007]	-0,041 [0,053]	0,037** [0,018]	-0,011 [0,014]	-0,019 [0,014]	-0,010 [0,030]	0,006 [0,008]	0,011 [0,012]
População	-0,195*** [0,016]	-0,030 [0,033]	-0,706*** [0,259]	-0,001 [0,088]	-0,419*** [0,066]	-0,443*** [0,068]	-0,815*** [0,143]	-0,330*** [0,037]	-0,627*** [0,057]
Proporção jovens	-0,531*** [0,179]	-0,386 [0,371]	-32,865*** [1,184]	-9,085*** [0,405]	-9,794*** [0,304]	-9,305*** [0,314]	-23,691*** [0,660]	-10,520*** [0,171]	-9,371*** [0,262]
Proporção urbana	0,075*** [0,020]	0,038 [0,041]	0,206 [0,230]	0,269*** [0,080]	0,127** [0,060]	0,112* [0,062]	0,347*** [0,131]	0,138*** [0,034]	0,135*** [0,052]
Proporção feminina	-0,539** [0,238]	-0,877* [0,489]							
Esquerda			-0,053* [0,028]	0,000 [0,010]	0,006 [0,007]	0,007 [0,007]	-0,015 [0,016]	0,003 [0,004]	0,001 [0,006]
Direita			-0,078*** [0,029]	-0,009 [0,010]	-0,006 [0,007]	-0,004 [0,008]	-0,040** [0,016]	-0,003 [0,004]	0,000 [0,006]
Outros partidos			-0,166** [0,078]	0,003 [0,026]	0,013 [0,020]	0,016 [0,020]	0,045 [0,043]	0,008 [0,011]	-0,009 [0,017]
Constante	2,391*** [0,202]	0,916** [0,416]	19,041*** [2,514]	6,908*** [0,849]	14,128*** [0,638]	13,482*** [0,660]	18,710*** [1,384]	12,260*** [0,358]	14,487*** [0,550]
R^2	0,819	0,019	0,042	0,067	0,078	0,131	0,067	0,278	0,157
Observações (NxT)	9.530	9.427	24.542	26.286	26.305	26.283	26.201	26.144	26.117

Fonte: elaboração própria

Notas: T se refere aos anos eleitorais de 2008 e 2012 nas colunas A e B; e aos anos de 2009 a 2015 nas colunas C a I; a *dummy* controle x tratado é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros-padrão robustos entre colchetes; *** = estatisticamente significativo a 1%; ** = estatisticamente significativo a 5%; * = estatisticamente significativo a 10%

Tabela 5: Efeitos da minirreforma em 2009 - desempenho eleitoral das candidatas por nível de escolaridade

Coeficiente [Erro-padrão]	Analfabeto ou lê e escreve		Fundamental		Fundamental Completo		Médio Incompleto		Médio Completo		Superior Incompleto		Superior Completo	
	A	B	C	D	E	F	G							
dummy controle x tratado	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>dummy</i> antes x depois	0,007 [0,007]	0,014 [0,014]	-0,024* [0,013]	-0,006 [0,009]	0,058*** [0,018]	-0,023*** [0,009]	-0,018 [0,016]	-0,023*** [0,009]	-0,018 [0,016]	-0,023*** [0,009]	-0,018 [0,016]	-0,023*** [0,009]	-0,018 [0,016]	-0,023*** [0,009]
<i>dummy</i> antes x depois X <i>dummy</i> controle x tratado	0,007* [0,004]	0,014 [0,009]	0,012 [0,008]	0,006 [0,005]	-0,008 [0,012]	0,003 [0,006]	-0,029*** [0,010]	0,003 [0,006]	-0,008 [0,012]	0,003 [0,006]	-0,029*** [0,010]	0,003 [0,006]	-0,029*** [0,010]	0,003 [0,006]
População	0,001 [0,020]	-0,109*** [0,045]	0,009 [0,042]	-0,006 [0,027]	-0,015 [0,057]	0,073*** [0,027]	0,012 [0,049]	0,073*** [0,027]	-0,015 [0,057]	0,073*** [0,027]	0,012 [0,049]	0,073*** [0,027]	0,012 [0,049]	0,073*** [0,027]
Proporção jovens	-0,044 [0,225]	1,124*** [0,500]	-0,508 [0,462]	0,233 [0,297]	0,985 [0,636]	-0,217 [0,301]	-1,251*** [0,540]	-0,217 [0,301]	0,985 [0,636]	-0,217 [0,301]	-1,251*** [0,540]	-0,217 [0,301]	-1,251*** [0,540]	-0,217 [0,301]
Proporção urbana	-0,019 [0,025]	0,039 [0,056]	0,028 [0,052]	0,002 [0,033]	-0,026 [0,071]	-0,004 [0,034]	0,006 [0,060]	-0,004 [0,034]	-0,026 [0,071]	-0,004 [0,034]	0,006 [0,060]	-0,004 [0,034]	0,006 [0,060]	-0,004 [0,034]
Proporção feminina	0,032 [0,300]	0,333 [0,667]	-0,706 [0,616]	0,037 [0,396]	-0,945 [0,849]	0,215 [0,401]	0,974 [0,720]	0,215 [0,401]	-0,945 [0,849]	0,215 [0,401]	0,974 [0,720]	0,215 [0,401]	0,974 [0,720]	0,215 [0,401]
Constante	0,017 [0,255]	0,695 [0,566]	0,497 [0,523]	0,031 [0,336]	0,726 [0,720]	-0,673** [0,341]	-0,037 [0,611]	-0,673** [0,341]	0,726 [0,720]	-0,673** [0,341]	-0,037 [0,611]	-0,673** [0,341]	-0,037 [0,611]	-0,673** [0,341]
\$R²\$	0,033	0,003	0,001	0,003	0,015	0,018	0,010	0,018	0,015	0,018	0,010	0,018	0,010	0,018
Observações (NxT)	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530	9.530

Fonte: elaboração própria

Notas: T se refere aos anos eleitorais de 2008 e 2012; a *dummy* controle x tratado é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros-padrão robustos entre colchetes; *** = estatisticamente significativo a 1%; ** = estatisticamente significativo a 5%; * = estatisticamente significativo a 10%

Tabela 6: Efeitos da minirreforma em 2009 - desempenho eleitoral das vereadoras por nível de escolaridade

Coeficiente [Erro-padrão]	Fundamental		Médio		Superior		
	A	B	C	D	E	F	
dummy controle x tratado	-	-	-	-	-	-	-
<i>dummy</i> antes x depois	0,004 [0,011]	-0,022 [0,029]	0,002 [0,031]	0,011 [0,021]	0,064 [0,051]	-0,082*** [0,030]	0,022 [0,050]
<i>dummy</i> antes x depois X <i>dummy</i> controle x tratado	-0,002 [0,007]	-0,010 [0,017]	-0,004 [0,018]	-0,014 [0,012]	-0,004 [0,029]	0,039** [0,017]	-0,005 [0,029]
População	-0,019 [0,036]	0,021 [0,093]	-0,072 [0,099]	-0,031 [0,067]	-0,103 [0,163]	0,017 [0,095]	0,186 [0,160]
Proporção jovens	-0,080 [0,407]	-0,242 [1,048]	0,505 [1,118]	0,502 [0,755]	2,736 [1,838]	-1,396 [1,075]	-2,025 [1,805]
Proporção urbana	0,020 [0,040]	-0,008 [0,104]	0,031 [0,111]	-0,018 [0,075]	-0,023 [0,183]	-0,018 [0,107]	0,015 [0,179]
Proporção feminina	-0,384 [0,547]	0,891 [1,407]	-1,217 [1,502]	0,115 [1,014]	-1,494 [2,470]	1,373 [1,444]	0,716 [2,425]
Constante	0,379 [0,460]	-0,481 [1,184]	1,218 [1,264]	0,147 [0,853]	1,347 [2,077]	-0,392 [1,215]	-1,216 [2,040]
R^2	0,002	0,007	0,003	0,005	0,001	0,006	0,021
Observações (NxT)	7.009	7.009	7.009	7.009	7.009	7.009	7.009

Fonte: elaboração própria

Notas: T se refere aos anos eleitorais de 2008 e 2012; a *dummy* controle x tratado é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros-padrão robustos entre colchetes; *** = estatisticamente significante a 1%; ** = estatisticamente significante a 5%; * = estatisticamente significante a 10%

Apêndice: estatísticas descritivas

Tabela 7: Estatísticas descritivas, por período

Período 1997 a 2004				
Variável	Observações (NxT)	Média	Desvio padrão	
Proporção candidatas	43.844	0,17	0,06	
Proporção eleitas	43.352	0,12	0,10	
Receita de capital per capita	39.456	82,26	318,31	
Receita tributária per capita	39.456	89,07	188,46	
Despesa orçamentária per capita	39.456	13.764,14	1.714.588,00	
Despesa de pessoal per capita	39.456	630,88	1.080,91	
Investimento per capita	39.456	190,64	455,57	
Despesa educação e saúde per capita	39.456	2.378,89	71.893,87	
Despesa saúde e saneamento per capita	39.456	1.405,55	41.364,11	
População total (em logaritmo natural)	42.747	9,38	1,12	
Proporção jovens	37.182	0,31	0,05	
Proporção urbana	37.182	0,59	0,23	
Proporção população feminina	36.950	0,49	0,01	
Período 2009 a 2015				
Variável	Observações (NxT)	Média	Desvio padrão	
Proporção candidatas	38.952	0,26	0,08	
Proporção eleitas	38.396	0,13	0,11	
Receita de capital per capita	37.243	164,55	216,84	
Receita tributária per capita	37.243	19.575,91	1.878.718,00	
Despesa orçamentária per capita	37.243	154.924,20	7.894.115,00	
Despesa de pessoal per capita	37.243	30.393,96	2.328.668,00	
Investimento per capita	37.243	330,56	381,42	
Despesa educação e saúde per capita	37.243	879,93	568,99	
Despesa saúde e saneamento per capita	37.243	704,97	449,64	
População total (em logaritmo natural)	38.955	9,43	1,16	
Proporção jovens	33.390	0,24	0,05	
Proporção urbana	33.390	0,65	0,22	
Proporção população feminina	33.042	0,50	0,02	
Proporção candidatas analfabetas ou lê e escreve	38.952	0,02	0,06	
Proporção candidatas fundamental incompleto	38.952	0,15	0,15	
Proporção candidatas fundamental completo	38.952	0,12	0,12	
Proporção candidatas médio incompleto	38.952	0,05	0,08	
Proporção candidatas médio completo	38.952	0,37	0,18	
Proporção candidatas superior incompleto	38.952	0,05	0,08	
Proporção candidatas superior completo	38.952	0,23	0,17	
Proporção eleitas analfabetas ou lê e escreve	28.257	0,01	0,08	
Proporção eleitas fundamental incompleto	28.257	0,08	0,23	
Proporção eleitas fundamental completo	28.257	0,08	0,23	
Proporção eleitas médio incompleto	28.257	0,03	0,15	
Proporção eleitas médio completo	28.257	0,34	0,40	
Proporção eleitas superior completo	28.257	0,07	0,22	
Proporção eleitas superior incompleto	28.257	0,40	0,42	

Fonte: elaboração própria