

Efetivas ou Não?

Um Estudo dos Efeitos da Instituição de Cotas de Gênero sobre as Candidaturas, os Indicadores Fiscais e o Nível Educacional dos Legisladores Locais do Brasil*

Effective or Not?

A Study of the Effects of the Institution of Gender Quotas on Candidates, Fiscal Indicators and Educational Level of Local Legislators in Brazil

Jaqueline Rossali¹ 

Sérgio Sakurai¹ 

Maria Isabel Accoroni Theodoro¹ 

Resumo: O objetivo deste artigo é analisar o efeito da instituição das cotas de gênero nas eleições para o poder legislativo brasileiro, ocorrida em 1997, e a sua minirreforma, instituída em 2009, sobre a proporção de candidatos e de eleitos do gênero feminino, sobre seu grau de escolaridade e sobre o comportamento da política fiscal em nível local. Em particular, emprega-se o modelo Diferenças-em-Diferenças separando os municípios brasileiros entre aqueles que, na eleição imediatamente anterior à instituição das cotas de 1997 (ou da minirreforma de 2009) não atingiram por pouco a percentagem mínima de 30% destinada à cada gênero, e aqueles que, na eleição imediatamente anterior, atingiram por pouco. Os resultados indicam que as duas legislações foram bem-sucedidas em elevar proporção de candidatas e de vereadoras eleitas. Especificamente quanto à minirreforma, os resultados também sugerem que houve uma redução da proporção de candidatas com ensino superior completo, mas uma elevação da proporção de eleitas com superior incompleto depois de 2009. Por fim, a elevação das candidaturas e do ingresso das mulheres nas câmaras municipais exerceu efeito pontual sobre o perfil da execução fiscal, variando entre cada uma destas duas leis.

Palavras-chave: Quotas de gênero. Municípios brasileiros. Câmaras municipais. Diferenças em diferenças.

Abstract: The objective of this paper is to investigate the effects of the institution of gender quotas for legislative elections, which took place in 1997, and its mini-reform, instituted in 2009, on the proportion of female candidates and elected representatives, on their level of schooling, and on fiscal policy at the local level.

* Os autores agradecem o suporte financeiro da Fapesp, CNPq e USP.

¹ Universidade de São Paulo (USP), Faculdade de Economia Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEARP), Departamento de Economia. São Paulo, São Paulo, Brasil.

In particular, we use the Differences-in-Differences model separating Brazilian municipalities into those that, in the election immediately prior to the institution gender quotas (or the mini-reform) narrowly not reached the minimum percentage of 30 % for each gender, and those that, in the immediately preceding election, narrowly reached it. Our results indicate that the two laws succeeded in increasing the proportion of female candidates and elected legislators. Specifically regarding the mini-reform, the results also suggest there was a decrease in the proportion of female candidates with complete higher education, but an increase in the proportion of elected women with incomplete higher education after 2009. Finally, the increase in candidacies and the higher entry of women into city councils is associated with specific effects on local fiscal policy that vary according these two legislations.

Keywords: Gender quotas. Brazilian municipalities. Local legislative councils. Differences-in-differences.

JEL Classification: J16; H75; H76; C23.

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 [...]” (ONU, 1995, p. 148), além da definição de meios para se alcançar seus objetivos.

Embora as mulheres representem cerca de 52% do atual eleitorado brasileiro, os resultados da eleição de 2018 indicam que sua participação no poder legislativo é de aproximadamente 13% no Senado e 15% na Câmara dos Deputados. Nas eleições municipais de 2012, por sua vez, foram eleitas 7.648 vereadoras, representando a pequena porcentagem de 13,3% do total de vereadores eleitos. Isso representa um aumento de apenas 0,8% no número de mulheres eleitas em relação às eleições em 2008, mesmo considerando-se que as candidaturas femininas tiveram aumento de 84%. Contraditoriamente, várias pesquisas apontam que o eleitorado brasileiro não discrimina as mulheres e ainda tem uma visão positiva

da participação feminina. Como exemplo, nas eleições de 2010, havia nove candidatos à presidência, e o resultado da eleição indica que 67% dos votos foram destinados às únicas duas candidatas. Novamente, nas eleições de 2014, dos sete candidatos à presidência, três eram mulheres que, juntas, somaram 64,48% dos votos (TSE, 2019). Portanto, se parte significativa do eleitorado opta por eleger uma presidente do gênero feminino, deveria ser observado fato semelhante para chefes do executivo e membros do legislativo em nível local.

Apesar de já não ser uma novidade em alguns países da Europa, que já contavam com esse tipo de ação afirmativa, o sistema de cotas de gênero nas eleições no Brasil, instituído pela primeira vez em 1995 e aplicado especificamente às eleições municipais de 1996, teve como função atender ao proposto na Plataforma de Ação de Pequim e incentivar as mulheres a ocupar cargos políticos. Em 1997, a Lei nº 9.504/1997 estabeleceu que cada partido ou coligação deveria reservar o mínimo de 30% e o máximo de 70% para candidaturas de cada gênero nas disputas para o poder legislativo de todos os níveis de governo (exceto o senado federal) para todas as eleições que ocorressem a partir de então (BRASIL, 1997). Por fim, em 2009, a Lei nº 12.034/2009 instituiu mudanças na legislação de 1997 – o que ficou conhecido como minirreforma – e estabeleceu que os partidos políticos deveriam efetivamente preencher o percentual citado (BRASIL, 2009).

Ainda que outros estudos já tenham analisado o efeito da lei de cotas de 1997 e da minirreforma de 2009 sobre as candidaturas de mulheres e sobre seu ingresso nos legislativos locais do país (ARAÚJO, 2010),² pouco se sabe sobre o perfil das candidatas e sobre os eventuais efeitos de suas atuações sobre as políticas públicas. Diante disso, o objetivo deste estudo é analisar os efeitos da lei de cotas de gênero e da sua minirreforma sobre a proporção de candidatas e de vereadoras, o seu grau de escolaridade e sobre as finanças públicas dos municípios brasileiros.

Para se atingir esse objetivo, este estudo explora um painel de municípios brasileiros composto por dados das eleições municipais de 1996 e 2008 (realizadas antes da instituição das cotas obrigatórias de gênero e da minirreforma de 2009, respectivamente) e das eleições municipais de 2000 e 2012 (ocorridas

² Para uma análise do efeito das cotas de gênero sobre o ingresso de mulheres no legislativo federal brasileiro, ver, por exemplo, Araújo (2009) e Wylie e Santos (2016).

imediatamente depois da lei das cotas e da minirreforma, respectivamente), assim como dados fiscais de 1997 a 2004 e de 2009 a 2016. Por meio do modelo de diferenças em diferenças (*diff-in-diff*), os municípios brasileiros são separados em dois grupos: o primeiro é composto por aquelas localidades que, na eleição imediatamente anterior à instituição das cotas de 1997 (ou da minirreforma de 2009), não atingiram por pouco a percentagem mínima de candidatos do gênero feminino (grupo tratado); o segundo, por sua vez, é formado por aqueles municípios que, na eleição imediatamente anterior à instituição das cotas de 1997 (ou da minirreforma de 2009), atingiram por pouco a percentagem mínima (grupo de não tratados).

Diferentemente do proposto por Brollo e Troiano (2016) e Arvate, Firpo e Pieri (2017), cujas análises se centraram no poder executivo municipal brasileiro, a principal contribuição deste artigo é analisar, de forma inovadora na literatura sobre o Brasil, os efeitos das cotas de gênero sobre as candidaturas, sobre a eleição e sobre o nível de escolaridade das vereadoras brasileiras. Além disso, o presente estudo também busca mensurar alguns dos efeitos da instituição das cotas de gênero sobre o perfil das políticas públicas, em particular, sobre a política fiscal municipal.

Os resultados obtidos indicam que as duas leis foram bem-sucedidas em elevar a proporção de candidatas e de vereadoras eleitas. Especificamente quanto à minirreforma, os resultados também sugerem que houve uma redução da proporção de candidatas com ensino superior completo, mas uma elevação da proporção de eleitas com superior incompleto. Por fim, a elevação das candidaturas e do ingresso das mulheres nas câmaras municipais exerceu efeito pontual sobre o perfil da execução fiscal, variando entre cada uma dessas duas leis.

Este artigo está estruturado da seguinte forma: a segunda seção descreve a evolução da legislação sobre cotas de gênero no Brasil; a terceira apresenta algumas teorias e evidências sobre o tema; a quarta aborda a metodologia e a base de dados; a quinta apresenta os resultados das estimações; e, por fim, a sexta apresenta as considerações finais.

2 UM BREVE HISTÓRICO DAS COTAS DE GÊNERO NO BRASIL

A primeira legislação sobre a instituição de cotas de gênero no Brasil se deu com a Lei nº 9.100/1995, que estabeleceu as normas para a realização das eleições municipais de 1996 (ARAÚJO, 2001). Para as disputas para o poder legislativo, o artigo 10, parágrafo 3º, estabeleceu que “[...] vinte por cento, no mínimo, das vagas de cada partido ou coligação deverão ser preenchidas por candidaturas de mulheres [...]” (BRASIL, 1995). Apesar de ser uma primeira experiência, o fato de, até então, cada eleição ser regida por leis específicas a cada pleito implicou que tal instituição de cotas vigorou apenas para a eleição mencionada, ou seja, não houve nenhuma implicação nas eleições em nível estadual ou federal.

Posteriormente, como forma de se estabelecer normas gerais e permanentes para todas as eleições do país, foi instituída a Lei nº 9.504/1997, que ficou conhecida como “Lei das eleições” (ARAÚJO, 2001). Segundo seu artigo 10, parágrafo 3º, “[...] cada partido ou coligação deverá reservar o mínimo de trinta por cento e o máximo de setenta por cento para candidaturas de cada sexo [...]” (BRASIL, 1997) para as disputas para o poder legislativo de todos os níveis de governo (exceto o senado federal). A partir de então, as cotas de gênero passariam a valer para as eleições para as câmaras municipais, as assembleias legislativas e a câmara de deputados.³

Ainda que a Lei nº 9.504/1997 tenha estabelecido tais percentagens mínimas e máximas a cada gênero, a redação definiu que o percentual de vagas a serem reservadas para mulheres deveria ser calculado sobre o total de candidaturas que um partido ou coligação poderia lançar, e não sobre a quantidade de candidatos efetivamente lançados. Portanto, ao definir que a porcentagem de reserva deveria incidir sobre a lista potencial e não sobre a quantidade final de candidatos, a referida lei não atingiu plenamente seus objetivos, uma vez que os partidos ou coligações poderiam, na prática, apenas reservar, e não necessariamente preencher as vagas destinadas às mulheres.

Assim, o Congresso Nacional aprovou a Lei nº 12.034, em 2009, que estabeleceu mudanças na legislação sobre cotas de gênero. A expressão “deverá

³ Como regra de transição, os percentuais a serem respeitados nas eleições de 1998 foram de 25% e 75%.

reservar”, que constava na Lei nº 9.504/1997, foi substituída por “preencherá”, estabelecendo, assim, que os partidos não deveriam apenas reservar tais vagas, mas também preenchê-las, eliminando de vez as dúvidas acerca de sua obrigatoriedade. A partir de então, a minirreforma de 2009 causou mudanças significativas no cenário político nacional, dado que os partidos têm realizado esforços significativos visando aumentar a participação feminina em seus quadros. A título de ilustração, boa parte do horário político gratuito disponível aos partidos na mídia tem sido utilizado justamente com esse propósito.

3 PARTICIPAÇÃO POLÍTICA FEMININA: TEORIA E EVIDÊNCIAS

A baixa participação feminina na esfera política é um fato estilizado (BALTRUNAITE *et al.*, 2014; BEAMAN *et al.*, 2009; PAOLA; SCOPPA; LOMBARDO, 2010) que, segundo Pande e Ford (2011), pode ser analisado tanto pelo lado da oferta quanto pelo lado da demanda por representantes do gênero feminino.

Pelo lado da oferta, os autores argumentam que a preferência ou a necessidade de se atribuir maior fração de seu tempo aos cuidados familiares implica menor acúmulo de experiência profissional por parte das mulheres. Além disso, mesmo que o desejo de assumir cargos políticos seja algo concreto, mulheres podem ser menos motivadas a tentá-lo, a não ser que vejam outras mulheres ocupando posições semelhantes ou, então, saibam que tais cargos podem ser disputados por elas. Como último argumento pelo lado da oferta, mulheres podem preferir ambientes menos competitivos comparativamente a seus pares do gênero masculino, o que pode desestimulá-las a disputar cargos políticos. Já pelo lado da demanda, Pande e Ford (2011) argumentam que as preferências dos eleitores podem fazer com que candidatos do gênero masculino sejam preferidos a candidatos do gênero feminino em função de fatores culturais, por exemplo (discriminação por preferência). Além disso, o pequeno número de representantes do gênero feminino pode enviesar para baixo a crença sobre sua verdadeira habilidade/competência (discriminação estatística). Por fim, como último argumento pelo lado da demanda, as regras de seleção dos líderes ou a existência

de redes de contato podem favorecer candidatos do gênero masculino em detrimento dos candidatos do gênero feminino.

Desse modo, a instituição das cotas de gênero surge como um mecanismo para se elevar a inserção feminina na esfera política. Segundo Pande e Ford (2011), os três principais tipos de cotas existentes são: a) cotas instituídas por iniciativa voluntária dos partidos políticos, por meio das quais estes definem uma porcentagem de mulheres em suas listas eleitorais; b) cotas para candidaturas, que estipulam uma porcentagem mínima de candidaturas do gênero feminino (em geral, estabelecidas por lei); e c) cotas de reserva, que estipulam posições para as quais somente candidatos do gênero feminino podem concorrer. Ainda segundo Pande e Ford (2011), há vários argumentos favoráveis à adoção das cotas de gênero, que podem ser separados em critérios de equidade e eficiência.

Pelo critério equidade, as cotas a) melhorariam a representação descritiva, definida como o grau com que um representante se assemelha aos seus representados – segundo esse argumento, as cotas levariam a uma redução da discriminação e da desigualdade da representação feminina nas decisões públicas; b) melhorariam a representação substantiva, definida como o grau com que um representante age de acordo com o interesse de seus representados – segundo esse argumento, a baixa representação feminina levaria a uma sub-representação de seus interesses em decisões públicas, e a instituição das cotas permitiria corrigir tal desequilíbrio, especialmente em situações em que homens e mulheres possuem interesses diferentes; c) poderiam gerar externalidades positivas ao fazer com que líderes do gênero feminino servissem como inspiração para que outras mulheres se engajassem em atividades em que há discriminação de gênero (*role model effect*). Em especial, ao acreditar que determinadas posições estão mais abertas a sua entrada, as mulheres poderiam, por consequência, passar a investir mais em seu capital humano visando aumentar sua participação na esfera política. Como consequência negativa, os autores argumentam que a instituição de cotas de gênero pode diminuir a representatividade de outros grupos sub-representados ou marginalizados da sociedade.

Por sua vez, pelo critério da eficiência, Pande e Ford (2011) argumentam que as cotas podem promover eficiência ao reduzir a discriminação por preferência e

corrigir crenças enviesadas sobre representantes do gênero feminino. Por outro lado, como argumentos contrários às cotas, os autores argumentam que: a) se a capacidade de liderança difere entre gêneros, é possível que a baixa participação política feminina seja um resultado eficiente e a instituição de cotas levaria à sua distorção; b) a instituição de cotas pode diminuir o incentivo ao investimento em capital humano por parte de candidatos do gênero feminino por fazê-las crer que sua ascensão política se tornou mais fácil; c) a instituição das cotas pode gerar um efeito perverso caso os eleitores entendam que suas escolhas foram restringidas ou que as cotas violem normas sociais; e d) a instituição das cotas pode fazer com que representantes do gênero feminino passem a ser vistas como menos qualificadas por seus pares. Portanto, nesses casos, a discriminação contra políticos do gênero feminino pode se fortalecer ao invés de diminuir e, conseqüentemente, neutralizar os ganhos derivados da instituição das cotas.

Quanto às evidências, a literatura internacional sobre participação política feminina é vasta e aborda diferentes aspectos do tema. Por exemplo, um dos principais assuntos abordados é a extensão do direito de voto às mulheres (sufrágio feminino) e suas conseqüências sobre a formulação de políticas públicas. Nessa linha de pesquisa, Lott Júnior e Kenny (1999), por exemplo, concluem que o sufrágio feminino causou aumento nas receitas e despesas dos governos estaduais americanos, ao passo que Abrams e Settle (1999) encontram evidências de elevação dos gastos em bem-estar na Suécia após a permissão do voto aos eleitores do gênero feminino. Resultado semelhante é encontrado por Aidt e Dallal (2008) que, ao explorar um painel de países da Europa ocidental, encontram evidências de que os gastos sociais aumentaram a partir da introdução do voto feminino, sendo tal efeito diferente no curto e no longo prazos. Por fim, Krogstrup e Wälti (2011), ao analisar o caso dos cantões suíços, encontram evidências de que uma maior participação feminina nas eleições leva a mudanças na taxa de poupança pública, indicando um menor déficit orçamentário, *ceteris paribus*. Em termos gerais, portanto, tais referências sugerem que o sufrágio feminino altera o perfil da política fiscal. A explicação mais comum para essa evidência é a diferença de preferências entre mulheres e homens quanto à provisão de bens e serviços públicos.

Além dos efeitos decorrentes da inclusão de mulheres no eleitorado, outros estudos analisam os efeitos decorrentes da maior participação de representantes políticos do gênero feminino, ou seja, de mais mulheres no poder executivo e/ou legislativo. Nessa discussão específica, analisando a participação feminina no poder legislativo dos Estados Unidos, Swers (1998) investiga se há uma maior inclinação das mulheres (relativamente aos seus pares do gênero masculino) a votar a favor de projetos que envolvam questões femininas, como aborto, saúde da mulher e assuntos voltados à família e à criança. Segundo a autora, diferenças de gênero exercem efeito significativo sobre o perfil de voto referente a tais assuntos comparativamente às votações sobre os demais.

Funk e Gathmann (2014) também encontram evidências de mudanças no escopo do governo, mas não em seu tamanho, decorrentes de uma maior participação de mulheres nas decisões governamentais da Suíça. Em particular, os resultados das autoras indicam que mulheres são mais propensas a apoiar despesas públicas referentes ao meio ambiente, transporte público e educação, mas se opor a gastos com defesa militar e subsídios para a agricultura. Os resultados de Svaleryd (2009), por sua vez, sugerem que uma maior percentagem de mulheres nos conselhos locais da Suécia exerce efeito significativo sobre o perfil dos gastos públicos via aumento nos gastos com assistência à criança e cuidados médicos comparativamente aos gastos com assistência ao idoso.

As referências mencionadas anteriormente sugerem que uma maior participação feminina nas esferas de decisão política tende a alterar os gastos públicos. Contudo, existem exceções. Ferreira e Gyourko (2014), por exemplo, analisam dados em nível municipal dos Estados Unidos visando investigar os efeitos da eleição de um chefe do executivo local do gênero feminino comparando cidades que elegeram mulheres, por uma pequena margem de vitória, com cidades em que as mulheres foram derrotadas, por uma pequena margem de votos, por um candidato do gênero masculino. Os resultados sugerem que o impacto de se ter uma mulher como chefe do executivo local não é estatisticamente significativo para uma série de variáveis como índices de criminalidade e montante de gastos públicos. Além disso, os autores constatam que a eleição de uma mulher não gera efeito sobre

a eleição de outras mulheres, apesar de elas possuírem maiores chances de reeleição *vis-à-vis* seus pares do gênero masculino.

Especificamente em relação à instituição de cotas de gênero, as referências internacionais são relativamente mais recentes, dado que tal mecanismo foi adotado, em boa parte, somente a partir dos anos 1990. O estudo das cotas de gênero na Itália é, em particular, um dos mais explorados pela literatura.

O estudo desenvolvido por Paola, Scoppa e Lombardo (2010) explora a introdução de cotas de gênero em 1993, que vigoraram até o ano de 1995. Devido ao curto período coberto pela reforma, alguns municípios italianos realizaram eleições sob vigência das cotas, ao passo que outros, não. Os resultados sugerem que a representação política das mulheres após a reforma aumentou mais nos municípios que foram afetados pela lei de cotas do que nos municípios que não foram afetados. Baltrunaite *et al.* (2014), por sua vez, analisam os efeitos das cotas de gênero sobre a qualidade dos políticos, mensurada pelo seu nível de escolaridade. Os autores concluem que as cotas elevaram a qualidade média dos políticos eleitos, sendo tal efeito decorrente não só de um maior número de mulheres eleitas, que, em média, são mais escolarizadas que os homens, mas também de uma menor eleição de candidatos do gênero masculino menos escolarizados.

Ainda em relação à experiência italiana, Braga e Scervini (2017) exploram dados em nível municipal do período de 1991 a 2009 visando identificar os impactos de uma maior proporção de mulheres no legislativo municipal (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 eficiência da administração pública local. Os autores concluem que, em municípios onde o legislativo local foi eleito quando a lei de cotas estava em vigor, havia uma proporção significativamente maior de mulheres ocupando os cargos. No entanto, os autores observam 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 analisa a eficiência do governo local, os resultados mostram que, em média, as

localidades com um maior número de mulheres no legislativo são aquelas em que o chefe do executivo indica um menor número de membros para o gabinete.

Além do caso italiano, a experiência de outros países com cotas de gênero para cargos políticos também tem sido abordada pela literatura. Em uma referência bastante conhecida sobre o tema, Chattopadhyay e Duflo (2004) analisam os efeitos decorrentes de uma emenda constitucional que estabeleceu que um terço das posições de *Pradhan* (líderes) dos *Gram Panchayat* (conselhos das aldeias) indianas fosse reservado às mulheres. Segundo os autores, mulheres eleitas como líderes despenderam mais recursos com a provisão de bens públicos e infraestrutura (como água potável e estradas) do que seus pares do gênero masculino que, em seu turno, despenderam mais em educação. Além de ser uma referência importante no estudo dos efeitos das cotas, tal referência é importante por reforçar a percepção de que mulheres possuem preferências distintas comparativamente aos homens em relação aos serviços públicos providos pelo governo.

Posteriormente, analisando essa mesma política, Beaman *et al.* (2011) encontram evidências de que as aldeãs são 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 nas decisões das aldeias gera um aumento dos investimentos para provisão de água potável. Os resultados de Gajwani e Zhang (2015) complementam a análise da introdução de cotas de gênero na Índia ao apresentarem evidências de que vilarejos cujos chefe de governo são do gênero feminino constroem menos escolas e rodovias, dois bens públicos cuja provisão requer coordenação e/ou suporte de níveis superiores de governo. Esse resultado, segundo os autores, decorre justamente da menor interação de líderes do gênero feminino com *Gram Panchayats* de níveis superiores, comparativamente a seus pares do gênero masculino.

Especificamente para o caso brasileiro, cabe mencionar dois estudos que, embora não versem sobre o efeito das cotas de gênero em si, analisam alguns efeitos decorrentes da presença de chefe de executivo do gênero feminino nos municípios brasileiros. Arvate, Firpo e Pieri (2017) analisam os efeitos decorrentes da eleição de uma prefeita sobre o desempenho eleitoral futuro de candidatas do gênero

feminino em eleições para os cargos de prefeito, vereador, deputado estadual e deputado federal. Os resultados obtidos pelos autores indicam que a presença de um chefe do executivo local do gênero feminino influencia positivamente o desempenho eleitoral de mulheres que disputam eleições subsequentes para o legislativo local e federal, mas esses efeitos só ocorrem em municípios cujo percentual anterior de candidatas a vereador é elevado e onde as prefeitas têm nível de escolaridade superior. Quando estas têm baixa escolaridade, as mulheres que concorrem à prefeitura em eleições futuras recebem menos votos do que candidatos do gênero masculino. Brollo e Troiano (2016), por seu turno, baseados em auditorias governamentais randômicas que investigam o uso das transferências federais, concluíram que, quando comparadas aos seus pares do gênero masculino, prefeitas se envolvem com menor frequência em episódios de corrupção. Além disso, prefeitas tendem a contratar menos funcionários temporários do que prefeitos, particularmente durante os anos eleitorais.

A análise do efeito da lei de cotas de 1997 e da minirreforma de 2009 sobre indicadores fiscais visa prover novos resultados à literatura sobre o tema. Conforme mencionado anteriormente, referências como Svaleryd (2009) e Funk e Gathmann (2014), entre outras, provêm evidências de que uma maior participação política feminina de fato altera o perfil da política fiscal. Já referências como Baltrunaite *et al.* (2014), por exemplo, apresentam evidências de que a instituição das cotas de gênero alterou o nível educacional dos eleitos. Assim, espera-se que os resultados apresentados neste estudo não só tragam novas evidências referentes à instituição de cotas de gênero, mas que possam ser comparados com aqueles apresentados em referências já existentes sobre o tema.

4 MÉTODOS E BASE DE DADOS

4.1 Modelo Econométrico

Conforme mencionado anteriormente, o objetivo deste estudo é analisar em que medida a lei das cotas de gênero, instituída em 1997, e a sua minirreforma, realizada em 2009, influenciaram a proporção de candidatas e de vereadoras

eleitas do gênero feminino, seu nível de escolaridade, e o comportamento das receitas e despesas públicas dos municípios brasileiros.

Em particular, este estudo explora um painel de municípios brasileiros e faz uso do modelo *diff-in-diff*, por meio do qual busca-se verificar qual o efeito da instituição das cotas de gênero sobre as variáveis de interesse, com base na comparação entre dois grupos de interesse, quais sejam, tratados e não tratados.

Com vistas a ter dois grupos que possam ser comparados da forma mais próxima possível, o grupo de tratados é formado por aqueles municípios que na eleição imediatamente anterior à instituição das cotas de 1997 (ou da minirreforma de 2009) não atingiram por pouco a percentagem mínima de 30% de candidatos do gênero feminino, ao passo que o grupo de não tratados é formado por aqueles municípios que atingiram, também por pouco, a referida percentagem. Em particular, este estudo estabelece um intervalo de referência de cinco pontos percentuais (p.p) ao redor dos 30% – ou seja, consideram-se municípios que tiveram entre 25% e 35% de candidatos do gênero feminino – e dois intervalos alternativos, cujos resultados servem de testes de robustez: a) o primeiro, de 7,5 p.p., para o qual consideram-se municípios que tiveram entre 22,5% e 37,5% de candidatos do gênero feminino; e b) o segundo, de 10 p.p., para o qual consideram-se os municípios que tiveram entre 20% e 40% de candidatos do referido gênero. Em todos esses casos, os municípios acima dos 30% formam o grupo de não tratados e municípios abaixo dessa percentagem formam o grupo de tratados.

Para o estudo aqui proposto, nota-se que há dois períodos de tratamento: um referente à instituição das cotas, em 1997, e outro referente à minirreforma, ocorrida em 2009. Assim, as estimações *diff-in-diff* são realizadas da seguinte forma:

- a) efeito da instituição das cotas de 1997 sobre desempenho eleitoral: comparam-se os resultados eleitorais municipais de 1996 (eleição pré-tratamento) e 2000 (eleição pós-tratamento). Nesse caso, tem-se um painel de dois períodos (1996 e 2000);
- b) efeito da instituição das cotas de 1997 sobre comportamento fiscal: comparam-se os indicadores fiscais do mandato 1997-2000 (cujos executivo e legislativo foram eleitos em 1996, ou seja, antes do

tratamento) com os indicadores do mandato 2001-2004 (cujo executivo e legislativo foram eleitos em 2000, ou seja, depois do tratamento). Nesse caso, tem-se um painel de oito períodos (1997 a 2004);

- c) efeito da minirreforma de 2009 sobre o desempenho eleitoral e sobre o nível de escolaridade dos vereadores do gênero feminino: comparam-se os resultados das eleições de 2008 (eleição pré-tratamento) e 2012 (eleição pós-tratamento). Nesse caso, tem-se novamente um painel de dois períodos (2008 e 2012). Ressalta-se que não é possível analisar o efeito da instituição das cotas de 1997 sobre o nível escolaridade, pois não há informações sobre o nível educacional dos candidatos das eleições de 1996;
- d) efeito da minirreforma de 2009 sobre comportamento fiscal: comparam-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 2013-2016 (cujo executivo e legislativo foram eleitos em 2012, ou seja, depois do tratamento). Nesse caso, tem-se um painel de oito períodos (2009 a 2016).

A especificação *diff-in-diff* a ser testada neste estudo pode ser representada pela equação 1:

$$y_{it} = \alpha + c_i + \beta.T_i + \gamma.t + \psi.T_i.t + \text{Controles} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

No estudo aqui proposto, as variáveis dependentes podem ser listadas da seguinte forma:

- a) proporção de candidatos do gênero feminino em relação ao total de candidatos (homens e mulheres);
- b) proporção de eleitos do gênero feminino em relação ao total de eleitos (homens e mulheres);
- c) proporção de candidatos do gênero feminino, por nível de escolaridade, em relação ao total de candidatas;
- d) proporção de eleitos do gênero feminino, por nível de escolaridade, em relação ao total de eleitas;

e) variáveis fiscais selecionadas.

Além disso, tem-se que:

- a) c_i : efeito específico de município;
- b) T_i : *dummy* que assume o valor um, caso o município i pertença ao grupo de tratados, e zero caso pertença ao grupo de não tratados;
- c) t : *dummy* que assume o valor um depois da instituição das cotas de gênero de 1997 (ou depois da instituição da minirreforma de 2009) e zero antes da instituição das cotas (ou antes da minirreforma de 2009);
- d) $T_i.t$ interação das *dummies* anteriores, cujo parâmetro ψ mensura o efeito do tratamento sobre o grupo tratado (em relação ao grupo de não tratados), ou seja, ψ representa o parâmetro *diff-in-diff*;
- e) *controles*: variáveis de controle das regressões, em particular, a população municipal (em logaritmo natural), a proporção de jovens, a taxa de urbanização e a proporção da população municipal do gênero feminino. Adicionalmente, nas regressões para as variáveis fiscais, incluem-se as *dummies* de ideologia partidária do prefeito municipal. 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 o desempenho dos candidatos do gênero feminino nas eleições para o legislativo local brasileiro.

Todas as estimações foram obtidas por meio do modelo de efeitos fixos (*within groups*). Dessa forma, a variável T_i é omitida das regressões por ser constante ao longo do tempo para um dado município.

4.2 Base de Dados

Para a realização do estudo proposto, foram levantados os dados das candidaturas e dos resultados de todas as eleições municipais ocorridas em 1996, 2000, 2004, 2008, 2012 e 2016 junto ao Tribunal Superior Eleitoral (TSE). Foram,

então, excluídas da análise as eleições suplementares⁴ e mantidos apenas os candidatos ao cargo de vereador que tiveram suas candidaturas deferidas pelo TSE.

Em seguida, foram coletados dados fiscais em nível municipal para os anos de 1997 a 2016 junto à Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Em particular, levantaram-se os montantes, para cada município, das despesas orçamentária (que representa a despesa total do município), de pessoal, de investimento e das funções educação e cultura (somadas) e saúde e saneamento (também somadas). Pelo lado da receita, foram coletados dados referentes à receita tributária, que representa as receitas arrecadadas pelo próprio governo local. Todas essas variáveis foram deflacionadas com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para o ano de 2016 e transformadas em logaritmo natural do valor *per capita*.⁵ Tal procedimento foi adotado para tornar os valores mais homogêneos entre municípios e entre anos.

Por sua vez, as informações demográficas, quais sejam, 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, 1996, 2000, 2007 e 2010 foram obtidas junto aos Censos Demográficos e as Contagens Populacionais do IBGE. Para se calcular as populações para todos os anos da amostra, tais variáveis foram interpoladas via função exponencial. Após esse passo, foram calculadas as proporções da população urbana, de jovens, de idosos e de mulheres (em relação à população total) para cada município brasileiro.

Por fim, foram criadas quatro *dummies* de ideologia partidária para classificar os partidos dos prefeitos de cada município seguindo-se a classificação proposta por Rodrigues (2009) e Babireski (2016). Seguindo-se tais referências, os partidos foram classificados como: a) esquerda – PT, PDT, PSB, PPS, PMN e PV; b) centro – PMDB, PSDB e PTB; e c) 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 nenhuma das referências

⁴ Acontecem quando a junta apuradora verifica que os votos das seções anuladas e daquelas cujos eleitores foram impedidos de votar podem alterar a representação de qualquer partido ou classificação de candidato eleito pelo princípio majoritário.

⁵ Em caso de valores *per capita* iguais a zero, considerou-se o valor zero para o logaritmo natural.

mencionadas, foram considerados como partidos de esquerda. Os demais partidos foram classificados como pertencentes a um quarto grupo denominado “outros partidos”.

A título de ilustração, a Tabela 1 apresenta a proporção de mulheres candidatas ao legislativo local para cada eleição municipal de 1996 a 2016.

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

Ano	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
1996	5.399	0,170	0,053	0,000	0,441
2000	5.546	0,180	0,063	0,000	0,432
2004	5.560	0,206	0,070	0,000	0,551
2008	5.562	0,210	0,068	0,000	0,533
2012	5.568	0,324	0,034	0,050	0,523
2016	5.568	0,330	0,021	0,110	0,504

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do TSE

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 nunca foi efetivamente cumprido. No entanto, com o advento da minirreforma eleitoral de 2009, tal percentual passou a ser atingido logo na eleição local seguinte, de 2012: a média dos municípios brasileiros atingiu 32,40% e, inclusive, aumentou marginalmente nas eleições de 2016, para 33%. Ademais, o desvio padrão diminuiu de 6,8%, em 2008, para 3,4%, em 2012, e 2,1%, em 2016, indicando que os municípios como um todo ficaram mais próximos do cumprimento da cota estipulada após 2009. Contudo, embora a proporção de mulheres candidatas tenha aumentado entre as eleições de 2008 e as eleições de 2012 em aproximadamente 11 p.p., as informações apresentadas na Tabela 2 sinalizam um efeito discreto sobre o efetivo ingresso de mulheres nas câmaras municipais brasileiras: em 2008, a proporção média de vereadoras no poder legislativo era de 12,50% e subiu para 13,50% em 2012. De todo modo, cabe ressaltar que essas são médias simples do conjunto de municípios brasileiros e servem apenas para apresentar evidências preliminares sobre o problema em questão.

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

Ano	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
1996	5.364	0,110	0,099	0,000	0,565
2000	5.474	0,118	0,105	0,000	0,673
2004	5.484	0,130	0,112	0,000	0,782
2008	5.474	0,125	0,112	0,000	0,703
2012	5.500	0,135	0,111	0,000	0,674
2016	5.485	0,143	0,113	0,000	0,641

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do TSE

Finalmente, com vistas a apresentar algumas características dos municípios conforme os três intervalos ao redor da percentagem de 30% das cotas, as Tabelas 3 e 4 apresentam, para cada uma das duas leis, o número de municípios por grupo não tratado e tratado, a média das variáveis de controle para cada um desses dois grupos e testes de igualdade de média das variáveis. É possível notar que, para os três intervalos, a maioria das variáveis apresenta médias que não são estatisticamente diferentes entre os dois grupos de municípios, sinalizando que estes apresentam características semelhantes e fortalecendo, conseqüentemente, a possibilidade de compará-los entre si. É possível notar também que, conforme os intervalos aumentam de tamanho, o número de municípios não tratados muda marginalmente, ao passo que cresce de forma significativa o número de municípios tratados.

Tabela 3 – Estatísticas por intervalo ao redor da cota de 30%: instituição das cotas de 1997

Variáveis	Municípios não tratados	Municípios tratados	Média de não tratados	Média de tratados	Testes <i>t</i> de médias (<i>p</i> valor)
Painel A: intervalo de 5 p.p.					
População (em logaritmo natural)	41	256	8,890	9,540	0,113
Proporção de jovens	41	256	0,353	0,346	0,439
Taxa de urbanização	41	256	0,554	0,559	0,892
Proporção de população feminina	41	256	0,490	0,492	0,375
Esquerda	41	256	0,038	0,134	0,094
Direita	41	256	0,434	0,385	0,499
Outros partidos	41	256	0,019	0,030	0,651

Painel B: intervalo de 7,5 p.p.					
População (em logaritmo natural)	44	612	8,819	9,707	0,104
Proporção de jovens	44	612	0,356	0,338	0,127
Taxa de urbanização	44	612	0,542	0,580	0,247
Proporção de população feminina	44	612	0,489	0,492	0,184
Esquerda	44	612	0,051	0,122	0,100
Direita	44	612	0,441	0,366	0,255
Outros partidos	44	612	0,034	0,029	0,824
(continuação)	Painel C: intervalo de 10 p.p.				
População (em logaritmo natural)	45	1.279	8,824	9,412	0,102
Proporção de jovens	45	1.279	0,356	0,335	0,106
Taxa de urbanização	45	1.279	0,565	0,601	0,126
Proporção de população feminina	45	1.279	0,490	0,492	0,212
Esquerda	45	1.279	0,050	0,126	0,097
Direita	45	1.279	0,433	0,376	0,369
Outros partidos	45	1.279	0,033	0,028	0,809

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do TSE, IBGE e STN

Tabela 4 – Estatísticas por intervalo ao redor da cota de 30%: minirreforma de 2009

Variáveis	Municípios	Municípios	Média de	Média de	Testes <i>t</i> de
	não tratados	tratados	não tratados	tratados	médias (<i>p</i> -valor)
Painel A: intervalo de 5 p.p.					
População (em logaritmo)	348	1.137	0,266	0,263	0,128
Proporção de jovens	348	1.137	0,662	0,681	0,148
Taxa de urbanização	348	1.137	0,497	0,497	0,112
Proporção de população	348	1.137	9,326	9,514	0,073
Esquerda	348	1.137	0,299	0,305	0,822
Direita	348	1.137	0,276	0,254	0,108
Outros partidos	348	1.137	0,012	0,011	0,993
Painel B: intervalo de 7,5 p.p.					
População (em logaritmo)	379	1.809	0,264	0,262	0,099
Proporção de jovens	379	1.809	0,655	0,680	0,040
Taxa de urbanização	379	1.809	0,495	0,497	0,082
Proporção de população	379	1.809	9,212	9,325	0,088
Esquerda	379	1.809	0,301	0,302	0,968
Direita	379	1.809	0,285	0,248	0,135
Outros partidos	379	1.809	0,011	0,013	0,729

Painel C: intervalo de 10 p.p.					
População (em logaritmo)	388	2.620	0,267	0,261	0,088
Proporção de jovens	388	2.620	0,655	0,674	0,115
Taxa de urbanização	388	2.620	0,495	0,496	0,140
Proporção de população	388	2.620	9,516	9,468	0,865
Esquerda	388	2.620	0,307	0,291	0,532
Direita	388	2.620	0,278	0,260	0,451
Outros partidos	388	2.620	0,010	0,015	0,479

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do TSE, IBGE e STN

5 RESULTADOS

Esta seção do estudo apresenta os resultados dos testes econométricos conforme descritos na seção 4.1. Valores entre parênteses se referem aos erros padrão dos coeficientes, ao passo que asteriscos se referem à significância estatística dos parâmetros da seguinte forma: ***estatisticamente significativa a 1%, **estatisticamente significativa a 5% e *estatisticamente significativa a 1%.

A seção 5.1 apresenta os resultados referentes aos efeitos da instituição das cotas de 1997, sendo analisados os efeitos sobre a proporção de candidatas do gênero feminino e a proporção de vereadoras eleitas do gênero feminino, assim como os efeitos sobre a política fiscal dos municípios. Por sua vez, a seção 5.2 apresenta os resultados referentes aos efeitos da minirreforma de 2009. Para esse caso, além dos efeitos sobre as mesmas variáveis mencionadas anteriormente, são analisados também os efeitos sobre o nível de escolaridade das candidatas e das vereadoras eleitas. Para todos esses casos, são apresentados os resultados completos referentes ao intervalo de referência de 5 p.p. ao redor da cota de 30% e, como teste de robustez, são apresentados aqueles referentes aos intervalos de 7,5 p.p. e 10 p.p.⁶

5.1 Efeitos da Instituição das Cotas de Gênero de 1997

A Tabela 5 apresenta os resultados referentes aos efeitos da instituição de cotas de 1997 sobre a proporção de candidatos e de vereadores eleitos do gênero

⁶ Nesses dois casos, são apresentados apenas os coeficientes associados às variáveis t e T . t de forma a simplificar a apresentação dos resultados.

feminino, além dos efeitos sobre o comportamento das receitas e despesas públicas locais.

Tabela 5 – Efeitos da instituição das cotas de 1997: desempenho eleitoral e comportamento fiscal (intervalo de 5 p.p.)

	Proporção de candidatas	Proporção de eleitas	Receita tributária	Despesa orçamentária	Despesa de pessoal	Investimento	Despesa de educação e cultura	Despesa de saúde e saneamento
Coefficiente (erro padrão)	A	B	C	D	E	F	G	H
t	-0,088*** (0,014)	-0,073** (0,029)	0,509*** (0,077)	0,110*** (0,023)	0,168*** (0,043)	0,282** (0,119)	0,133 (0,092)	0,390*** (0,107)
$T_i.t$	0,043*** (0,011)	0,049** (0,022)	-0,250*** (0,072)	-0,043** (0,022)	-0,074* (0,040)	-0,120 (0,112)	-0,024 (0,087)	-0,050 (0,100)
População	-0,006 (0,032)	0,011 (0,064)	0,306 (0,246)	-0,351*** (0,073)	-0,479*** (0,137)	-0,483 (0,382)	-0,618** (0,296)	-0,170 (0,341)
Proporção jovens	0,186 (0,384)	-0,031 (0,782)	-18,623*** (1,542)	-6,625*** (0,460)	-10,616*** (0,858)	-0,443 (2,393)	-1,368 (1,854)	-4,917** (2,141)
Proporção urbana	0,065 (0,077)	0,033 (0,156)	0,222 (0,641)	1,332*** (0,191)	0,964*** (0,357)	1,874* (0,994)	3,074*** (0,770)	2,105** (0,890)
Proporção feminina	0,825 (0,773)	1,120 (1,572)	9,801 (6,250)	-5,054*** (1,863)	-8,002** (3,478)	0,647 (9,699)	-29,880*** (7,513)	-15,017* (8,677)
Esquerda			0,042 (0,068)	-0,012 (0,020)	-0,060 (0,038)	0,042 (0,106)	0,015 (0,082)	0,016 (0,095)
Direita			0,026 (0,044)	0,015 (0,013)	0,031 (0,025)	0,066 (0,069)	0,058 (0,053)	0,037 (0,062)
Outros partidos			-0,277** (0,129)	0,051 (0,039)	0,068 (0,072)	0,032 (0,201)	0,050 (0,155)	-0,095 (0,179)
Constante	-0,177 (0,461)	-0,456 (0,938)	1,545 (3,734)	14,176*** (1,113)	17,310*** (2,078)	7,715 (5,794)	24,816*** (4,488)	14,400*** (5,184)
R^2	0,436	0,065	0,376	0,468	0,340	0,023	0,041	0,107
Observações ($N \times T$)	594	594	2.296	2.296	2.296	2.296	2.296	2.296

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: T refere-se aos anos eleitorais de 1996 e 2000 nas colunas A e B e aos anos de 1997 a 2004 nas colunas C a H ; a *dummy* $C \times T$ é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros padrões entre parênteses; *estatisticamente significativa a 10%; **estatisticamente significativa a 5%; ***estatisticamente significativa a 1%.

Conforme pode ser visto na coluna A , cuja variável dependente é a proporção de candidatos do gênero feminino, é possível notar que o coeficiente associado à interação $T_i.t$ é positivo e estatisticamente significativo, sugerindo que a instituição

das cotas, em 1997, fez com que, no grupo de tratamento, a proporção de candidatas do gênero feminino fosse aproximadamente 4,3 p.p. superior na eleição de 2000, comparativamente à eleição de 1996, em relação aos municípios não tratados. Esses resultados são reforçados por aqueles referentes aos intervalos de 7,5 p.p e 10 p.p., conforme apresentados na Tabela 6, que sugerem elevações de 5,7 p.p. e 7,2 p.p., respectivamente. Por sua vez, os resultados apresentados na coluna *B* da Tabela 5, cuja variável dependente é a proporção de vereadores eleitos do gênero feminino, indicam uma elevação de magnitude parecida, de 4,9 p.p. Novamente, tal efeito é reforçado pelos resultados referentes aos intervalos de 7,5 p.p. e 10 p.p., que indicam elevação de 5,6 p.p. e 6,0 p.p., respectivamente (conforme a coluna *B* dos painéis *A* e *B* da Tabela 6).⁷

Tabela 6 – Efeitos da instituição das cotas de 1997: desempenho eleitoral e comportamento fiscal (intervalos de 7,5 p.p. e 10 p.p.)

	Proporção de candidata	Proporção de eleitas	Receita tributária	Despesa orçamentária	Despesa de pessoal	Investimento	Despesa educação e	Despesa saúde e saneament
Coefficiente (erro padrão)	A	B	C	D	E	F	G	H
Painel A: intervalo de 7,5 p.p.								
<i>t</i>	-0,090*** (0,012)	-0,055** (0,023)	0,581*** (0,062)	0,114*** (0,019)	0,176*** (0,037)	0,310*** (0,103)	0,063 (0,083)	0,289*** (0,091)
<i>T_{i,t}</i>	0,057*** (0,010)	0,056*** (0,020)	-0,345*** (0,059)	-0,065*** (0,019)	-0,109*** (0,035)	-0,114 (0,099)	-0,023 (0,080)	-0,055 (0,087)
<i>R²</i>	0,312	0,031	0,393	0,460	0,316	0,022	0,030	0,121
Observações (<i>N_{xT}</i>)	1.312	1.312	5.080	5.080	5.080	5.080	5.080	5.080
Painel B: intervalo de 10 p.p.								
<i>t</i>	-0,089*** (0,010)	-0,055*** (0,021)	0,632*** (0,060)	0,104*** (0,026)	0,180*** (0,036)	0,245*** (0,095)	0,013 (0,081)	0,247*** (0,086)
<i>T_{i,t}</i>	0,072*** (0,009)	0,060*** (0,019)	-0,397*** (0,059)	-0,060** (0,025)	-0,102*** (0,035)	-0,117 (0,093)	-0,013 (0,080)	-0,051 (0,084)
<i>R²</i>	0,184	0,017	0,340	0,298	0,300	0,022	0,033	0,122
Observações (<i>N_{xT}</i>)	2.648	2.648	10.170	10.170	10.170	10.170	10.170	10.170

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: *T* refere-se aos anos eleitorais de 1996 e 2000 nas colunas *A* e *B* e aos anos de 1997 a 2004 nas colunas *C* a *H*; a *dummy C x T* é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros padrões entre parênteses; *estatisticamente significativa a 10%; **estatisticamente significativa a 5%; ***estatisticamente significativa a 1%.

⁷ Os resultados são relativamente diferentes daqueles apresentados por Araújo (2010). Uma possível explicação é que tal estudo analisa apenas estatísticas descritivas simples sem estabelecer comparações entre grupos semelhantes, conforme aqui realizado.

Em relação às variáveis fiscais, apresentadas nas colunas *C* a *H* da Tabela 5, os resultados sugerem que, nos municípios do grupo de tratamento (em relação ao grupo de não tratados), houve uma diminuição da receita tributária bem como uma redução da despesa de pessoal⁷ e da despesa orçamentária após a instituição das cotas – em termos percentuais, essas reduções foram da ordem de 25%, 4,3% e 7,4%, respectivamente. Para as demais variáveis fiscais, o coeficiente associado à interação $T_i.t$ é estatisticamente nulo. Em termos qualitativos, esses resultados não sofrem mudanças significantes nos intervalos de 7,5 p.p. e 10 p.p., conforme apresentados nos painéis *A* e *B* da Tabela 6: para o primeiro desses dois intervalos, as reduções são de 34,5%, 6,5% e 10,9%, respectivamente, e, para o segundo desses dois intervalos, as reduções são de 39,7%, 6,0% e 10,2% respectivamente.

Quanto às variáveis de controle, os resultados apresentados na Tabela 5 indicam que a população exerce um efeito negativo sobre as despesas orçamentária, de pessoal e das funções educação e cultura, ao passo que uma maior proporção de jovens promove reduções das receitas tributária, orçamentária, de pessoal e das funções saúde e saneamento. A taxa de urbanização, por sua vez, está positivamente associada a todas as categorias de gastos públicos selecionados, embora tenha relação estatisticamente nula com a receita tributária. Por fim, um maior predomínio do gênero feminino na população total reduz a despesa orçamentária, bem como a despesa de pessoal e as despesas das funções educação e cultura e saúde e saneamento. Nos demais casos, os coeficientes associados às variáveis de controle não foram estatisticamente significantes aos níveis usualmente considerados.⁸

5.2 Efeitos da Minirreforma de 2009

A Tabela 7 apresenta os resultados referentes aos efeitos da minirreforma de 2009 sobre a proporção de candidatos e de vereadores eleitos do gênero feminino, além dos efeitos sobre o comportamento das receitas e despesas públicas locais.

⁷ Neste caso, o coeficiente é estatisticamente significativo apenas a 10%.

⁸ A exceção fica por conta do coeficiente associado à variável “outros partidos”, que é negativo e estatisticamente significativo no caso da receita tributária.

Tabela 7 – Efeitos da minirreforma de 2009: desempenho eleitoral e comportamento fiscal (intervalo de 5 p.p.)

	Proporção de candidatas	Proporção de eleitas	Receita tributária	Despesa orçamentária	Despesa de pessoal	Investimento	Despesa educação e cultura	Despesa saúde e saneamento
Coefficiente (erro padrão)	A	B	C	D	E	F	G	H
<i>t</i>	0,014*** (0,004)	-0,030* (0,017)	-0,010 (0,022)	-0,048** (0,019)	0,057*** (0,020)	-0,382*** (0,037)	-0,067** (0,028)	-0,002 (0,030)
<i>T_{i,t}</i>	0,042*** (0,002)	0,025*** (0,008)	0,066*** (0,020)	-0,019 (0,017)	-0,023 (0,018)	-0,008 (0,034)	-0,01 (0,025)	-0,016 (0,027)
População	-0,056*** (0,014)	0,089 (0,056)	-0,497*** (0,121)	-0,484*** (0,103)	-0,704*** (0,109)	-0,653*** (0,202)	-0,311** (0,153)	-0,513*** (0,162)
Proporção jovens	-0,148 (0,174)	0,079 (0,699)	-4,976*** (0,690)	-7,235*** (0,589)	-8,313*** (0,623)	-10,083*** (1,153)	-8,314*** (0,871)	-7,146*** (0,922)
Proporção urbana	0,015 (0,013)	0,062 (0,051)	0,156* (0,083)	0,087 (0,071)	0,006 (0,075)	0,165 (0,138)	0,066 (0,104)	0,131 (0,110)
Proporção feminina	0,342 (0,252)	-0,190 (1,009)	6,121*** (2,110)	0,436 (1,802)	-0,094 (1,906)	-1,486 (3,524)	-0,295 (2,661)	-0,529 (2,819)
Esquerda			-0,010 (0,016)	0,022 (0,014)	0,014 (0,015)	0,002 (0,027)	0,011 (0,021)	0,020 (0,022)
Direita			-0,039** (0,018)	-0,021 (0,015)	-0,007 (0,016)	-0,123*** (0,030)	0,009 (0,022)	0,020 (0,024)
Outros partidos			-0,068 (0,044)	0,039 (0,038)	-0,017 (0,040)	0,043 (0,074)	0,118** (0,056)	0,065 (0,059)
Constante	0,683*** (0,189)	-0,660 (0,757)	7,862*** (1,652)	14,071*** (1,410)	16,023*** (1,492)	14,931*** (2,758)	11,850*** (2,083)	13,266*** (2,207)
<i>R</i> ²	0,709	0,013	0,036	0,028	0,074	0,030	0,018	0,018
Observações (N×T)	2.970	2.970	11.066	11.066	11.066	11.066	11.066	11.066

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: *T* refere-se aos anos eleitorais de 2008 e 2012 nas colunas *A* e *B* e aos anos de 2009 a 2016 nas colunas *C* a *H*; a *dummy C* x *T* é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros padrões entre parênteses: *estatisticamente significante a 10%; **estatisticamente significante a 5%; ***estatisticamente significante a 1%.

Conforme a coluna *A* da referida Tabela 7, o coeficiente associado à interação *T_{i,t}*, positivo e estatisticamente significante a 1%, indica que a minirreforma elevou, nos municípios do grupo de tratamento, a proporção de candidatas do gênero feminino em aproximadamente 4,2 p.p. (em relação ao grupo de não tratados) na eleição municipal de 2012 comparativamente à eleição de 2008. Ademais, de forma análoga à ocorrida com a instituição das cotas, também houve um aumento da proporção de mulheres eleitas, mas em magnitude menor: conforme pode ser visto na coluna *B* da mesma tabela, esse aumento foi da ordem

de 2,5 p.p. Esses resultados são reforçados por aqueles obtidos para os intervalos de 7,5 p.p. e 10 p.p., conforme apresentados na Tabela 8: no caso da proporção de candidatas, essa elevação foi de 5,6 p.p. e 7,0 p.p., respectivamente, e no caso da proporção de eleitas, essa elevação foi de 3,0 p.p. e 3,2 p.p. respectivamente.

Tabela 8 – Efeitos da minirreforma de 2009: desempenho eleitoral e comportamento fiscal (intervalos de 7,5 p.p. e 10 p.p.)

	Proporção de candidatas	Proporção de eleitas	Receita tributária	Despesa orçamentária	Despesa de pessoal	Investimento	Despesa educação e cultura	Despesa saúde e saneamento
Coefficiente (erro padrão)	A	B	C	D	E	F	G	H
Painel A: intervalo de 7,5 p.p.								
<i>t</i>	0,016*** (0,004)	-0,042*** (0,015)	-0,033 (0,022)	-0,058*** (0,019)	0,059*** (0,020)	-0,380*** (0,034)	-0,061** (0,026)	0,002 (0,028)
<i>T.i.t</i>	0,056*** (0,002)	0,030*** (0,007)	0,055*** (0,020)	-0,011 (0,017)	-0,020 (0,019)	-0,006 (0,031)	-0,028 (0,024)	-0,042 (0,026)
<i>R</i> ²	0,758	0,010	0,028	0,024	0,062	0,030	0,019	0,019
Observações (<i>N x T</i>)	4.376	4.376	16.356	16.356	16.356	16.356	16.356	16.356
Painel B: intervalo de 10 p.p.								
<i>t</i>	0,015*** (0,004)	-0,045*** (0,013)	-0,043** (0,020)	-0,054*** (0,017)	0,068*** (0,019)	-0,380*** (0,032)	-0,061** (0,024)	0,008 (0,027)
<i>T.i.t</i>	0,070*** (0,002)	0,032*** (0,007)	0,057*** (0,019)	-0,006 (0,015)	-0,011 (0,017)	-0,006 (0,030)	-0,020 (0,022)	-0,030 (0,025)
<i>R</i> ²	0,788	0,008	0,028	0,028	0,069	0,030	0,021	0,020
Observações (<i>N x T</i>)	6.016	6.016	22.543	22.543	22.543	22.543	22.543	22.543

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: *T* refere-se aos anos eleitorais de 2008 e 2012 nas colunas *A* e *B* e aos anos de 2009 a 2016 nas colunas *C* a *H*; a *dummy C x T* é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros padrões entre parênteses; *estatisticamente significante a 10%; **estatisticamente significante a 5%; ***estatisticamente significante a 1%.

Quanto aos indicadores fiscais, conforme apresentados nas colunas *C* a *H* da Tabela 7, o coeficiente associado à interação *T.i.t* sugere um efeito estatisticamente significativo (no caso, a 1%) apenas para a receita tributária, que sofreu elevação da ordem de 6,6% nos municípios tratados (relativamente aos não tratados) após a minirreforma de 2009. Novamente, os resultados referentes aos intervalos de 7,5 p.p. e 10 p.p. reforçam os obtidos para o intervalo de 5 p.p. e indicam elevações da ordem de 5,5% e 5,7% respectivamente.

Por fim, quanto às variáveis de controle, é possível observar que a população exerce efeito negativo sobre todos os indicadores fiscais selecionados. Esse resultado é bastante parecido com aqueles referentes aos efeitos da instituição das cotas de 1997 (conforme a Tabela 5) e indica que o porte populacional comprime os gastos por habitante dos municípios brasileiros ao invés de expandi-lo. Efeito semelhante é exercido pela proporção de jovens, dado que todos os coeficientes também são negativos e estatisticamente significantes. Quanto às *dummies* de ideologia do partido do prefeito, é possível notar que praticamente todos os coeficientes são estatisticamente nulos, de forma análoga aos resultados apresentados na Tabela 5. Por fim, também de forma semelhante aos resultados referentes à instituição das cotas, é possível notar que as variáveis de controle não exercem efeito estatisticamente significativo nem sobre a proporção de candidatas, nem sobre a proporção de vereadoras eleitas. Uma possível explicação para esse resultado é que características demográficas/estruturais dos municípios exercem pouco efeito direto sobre a participação de mulheres nas disputas para o legislativo local, embora possa ser influenciada por características não observáveis da população, como suas preferências, por exemplo.

Quanto aos indicadores de escolaridade, os resultados apresentados nas colunas A a G da Tabela 9 referem-se ao efeito da minirreforma de 2009 sobre a proporção de candidatos do gênero feminino, separadamente por nível de instrução.

Tabela 9 – Efeitos da minirreforma de 2009: desempenho eleitoral das candidatas por nível de escolaridade (intervalo de 5 p.p.)

	Analfabeto ou lê e escreve	Fundamental incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto	Médio incompleto	Superior incompleto	Superior completo
Coefficiente (erro padrão)	A	B	C	D	E	F	G
<i>t</i>	0,018** (0,009)	0,058*** (0,017)	-0,054*** (0,017)	-0,009 (0,011)	0,052** (0,023)	-0,023** (0,011)	-0,042** (0,019)
<i>T.i.t</i>	0,006 (0,004)	0,002 (0,008)	0,009 (0,008)	0,005 (0,005)	-0,009 (0,011)	0,005 (0,005)	-0,018** (0,009)
População	-0,030 (0,029)	-0,091* (0,055)	-0,004 (0,055)	-0,032 (0,036)	0,004 (0,075)	0,087** (0,035)	0,065 (0,063)
Proporção jovens	0,342 (0,366)	3,081*** (0,678)	-1,934*** (0,685)	0,221 (0,446)	1,003 (0,932)	-0,189 (0,437)	-2,523*** (0,777)
Proporção urbana	-0,016 (0,027)	0,034 (0,050)	0,035 (0,050)	0,006 (0,033)	-0,064 (0,068)	-0,009 (0,032)	0,014 (0,057)

(continua)

(conclusão)

	Analfabeto ou lê e escreve	Fundamental incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto	Médio completo	Superior incompleto	Superior completo
Proporção feminina	-0,610 (0,528)	-1,723* (0,979)	0,170 (0,988)	0,654 (0,644)	0,474 (1,346)	0,878 (0,631)	0,156 (1,121)
Constante	0,525 (0,396)	1,039 (0,735)	0,561 (0,742)	-0,024 (0,484)	-0,135 (1,011)	-1,161** (0,474)	0,196 (0,842)
R^2	0,036	0,023	0,008	0,017	0,019	0,022	0,010
Observações ($N \times T$)	3.054	3.054	3.054	3.054	3.054	3.054	3.054

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: T refere-se aos anos eleitorais de 2008 e 2012; a *dummy* $C \times T$ é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros padrões entre parênteses; *estatisticamente significativa a 10%; **estatisticamente significativa a 5%; ***estatisticamente significativa a 1%.

Os coeficientes associados à interação $T_i.t$ sugerem que a minirreforma ocasionou uma redução (no grupo de tratamento *vis-à-vis* o grupo de não tratados) da ordem de 1,8 p.p. (estatisticamente significativa a 5%) da proporção de candidatas com ensino superior completo (em relação ao total de candidatas). Para os intervalos de 7,5 p.p. e 10 p.p., cujos resultados são apresentados nos painéis *A* e *B* da Tabela 10, essa redução foi da ordem de 2,0 p.p. e 2,2 p.p. respectivamente. De acordo com os resultados, os demais níveis educacionais parecem ter sofrido efeito nulo da minirreforma.

Tabela 10 – Efeitos da minirreforma de 2009: desempenho eleitoral das candidatas por nível de escolaridade (intervalo de 7,5 p.p. e 10 p.p.)

	Analfabeto lê e escreve	Fundamental incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto	Médio completo	Superior incompleto	Superior completo
Coeficiente (erro padrão)	A	B	C	D	E	F	G
Painel A: intervalo de 7,5 p.p.							
t	0,020** (0,008)	0,036** (0,015)	-0,045*** (0,015)	-0,013 (0,009)	0,071*** (0,020)	-0,024*** (0,009)	-0,045*** (0,017)
$T_i.t$	0,004 (0,004)	0,007 (0,007)	0,008 (0,007)	0,007 (0,005)	-0,011 (0,010)	0,004 (0,005)	-0,020** (0,008)
R^2	0,028	0,013	0,005	0,010	0,020	0,023	0,010
Observações ($N \times T$)	4.512	4.512	4.512	4.512	4.512	4.512	4.512
Painel B: intervalo de 10 p.p.							
t	0,018**	0,022	-0,020	-0,013	0,058***	-0,024***	-0,041***

(continua)

(conclusão)

	Analfabeto lê e escreve	Fundamental incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto	Médio completo	Superior incompleto	Superior completo
	(0,007)	(0,014)	(0,013)	(0,008)	(0,018)	(0,008)	(0,015)
<i>T.i.t</i>	0,003	0,011	0,007	0,007	-0,009	0,003	-0,022***
	(0,004)	(0,007)	(0,007)	(0,005)	(0,010)	(0,005)	(0,008)
<i>R</i> ²	0,024	0,007	0,002	0,007	0,020	0,022	0,010
Observações (N x T)	6.216	6.216	6.216	6.216	6.216	6.216	6.216

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: *T* refere-se aos anos eleitorais de 2008 e 2012; a *dummy C x T* é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros padrões entre parênteses;

*estatisticamente significativa a 10%; **estatisticamente significativa a 5%; ***estatisticamente significativa a 1%.

Já em relação aos efeitos da minirreforma de 2009 sobre o nível de escolaridade das vereadoras eleitas, os resultados apresentados na Tabela 11 indicam efeitos qualitativamente diferentes daqueles observados na Tabela 9: o coeficiente associado à interação *T.i.t* é estatisticamente significativo (a 10%) e positivo no caso da proporção de vereadoras eleitas com ensino superior incompleto (em relação ao total de eleitas), sugerindo elevação da ordem de 3,5 p.p. entre as eleições de 2008 e 2012. Esse resultado está em consonância com aqueles obtidos para os intervalos de 7,5 p.p. e 10 p.p (apresentados nos painéis *A* e *B* da Tabela 12), sugerindo elevação de 3,8 p.p. (estatisticamente significativa a 5%) e 4,7 p.p. (estatisticamente significativa a 1%) respectivamente.

Tabela 11 – Efeitos da minirreforma de 2009: desempenho eleitoral das eleitas por nível de escolaridade (intervalo de 5 p.p.)

	Analfabet lê e	Fundamenta incompleto	Fundamenta completo	Médio incomplet	Médio complet	Superior incomplet	Superio complet
Coeficiente (erro padrão)	A	B	C	D	E	F	G
<i>t</i>	-0,004 (0,013)	0,021 (0,039)	0,009 (0,043)	0,009 (0,031)	-0,006 (0,070)	-0,126*** (0,041)	0,097 (0,070)
<i>T.i.t</i>	-0,002 (0,006)	0,002 (0,018)	0,004 (0,020)	-0,017 (0,014)	-0,014 (0,032)	0,035* (0,019)	-0,008 (0,032)
População	0,007 (0,044)	-0,072 (0,135)	-0,193 (0,149)	-0,001 (0,105)	-0,129 (0,242)	0,178 (0,142)	0,21 (0,242)
Proporção jovens	-0,395 (0,516)	1,758 (1,587)	0,393 (1,760)	0,569 (1,238)	-1,043 (2,853)	-2,940* (1,671)	1,659 (2,856)
Proporção urbana	0,015	0,056	0,080	0,019	-0,041	0,036	-0,165

(conclusão)

	Analfabet lê e	Fundamenta incompleto	Fundamenta completo	Médio incomplet	Médio complet	Superior incomplet	Superio complet
	(0,036)	(0,109)	(0,121)	(0,085)	(0,197)	(0,115)	(0,197)
Proporção feminina	-0,828 (0,749)	-0,989 (2,303)	-0,703 (2,554)	1,666 (1,797)	-2,643 (4,141)	5,255** (2,425)	-1,758 (4,145)
Constante	0,447 (0,587)	0,746 (1,806)	2,127 (2,002)	-0,943 (1,409)	3,185 (3,246)	-3,477* (1,900)	-1,085 (3,249)
R^2	0,003	0,007	0,002	0,007	0,001	0,016	0,018
Observações ($N \times T$)	2.500	2.500	2.500	2.500	2.500	2.500	2.500

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: T refere-se aos anos eleitorais de 2008 e 2012; a *dummy C x T* é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros padrões entre parênteses; *estatisticamente significativa a 10%; **estatisticamente significativa a 5%; ***estatisticamente significativa a 1%.

Tabela 12 – Efeitos da minirreforma de 2009: desempenho eleitoral das eleitas por nível de escolaridade (intervalo de 7,5 p.p. e 10 p.p.)

	Analfabeto ou lê e escreve	Fundamental incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto	Médio completo	Superior incompleto	Superior completo
Coefficiente (erro padrão)	A	B	C	D	E	F	G
Painel A: intervalo de 7,5 p.p.							
t	-0,001 (0,012)	0,020 (0,034)	-0,017 (0,038)	-0,007 (0,026)	0,045 (0,063)	-0,126*** (0,036)	0,086 (0,062)
$T_i.t$	-0,002 (0,006)	-0,004 (0,016)	-0,004 (0,018)	-0,013 (0,013)	0,004 (0,030)	0,038** (0,017)	-0,020 (0,030)
R^2	0,002	0,009	0,003	0,006	0,002	0,014	0,011
Observações ($N \times T$)	3.638	3.638	3.638	3.638	3.638	3.638	3.638
Painel B: intervalo de 10 p.p.							
t	0,004 (0,011)	0,001 (0,031)	0,004 (0,034)	0,017 (0,023)	0,019 (0,056)	-0,118*** (0,032)	0,074 (0,056)
$T_i.t$	-0,003 (0,006)	-0,001 (0,016)	-0,006 (0,018)	-0,014 (0,012)	-0,003 (0,029)	0,047*** (0,017)	-0,020 (0,029)
R^2	0,001	0,006	0,002	0,005	0,001	0,009	0,013
Observações ($N \times T$)	4.932	4.932	4.932	4.932	4.932	4.932	4.932

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: T refere-se aos anos eleitorais de 2008 e 2012; a *dummy C x T* é omitida das regressões do tipo efeitos fixos por ser constante ao longo do tempo para um dado município; erros padrões entre parênteses; *estatisticamente significativa a 10%; **estatisticamente significativa a 5%; ***estatisticamente significativa a 1%.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi analisar como a instituição das cotas de gênero, ocorrida em 1997, e sua minirreforma, ocorrida em 2009, influenciaram a política fiscal em nível local e 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 candidatas, a proporção de eleitas e o nível de escolaridade, bem como o comportamento de categorias específicas de receitas e despesas públicas. Conforme enfatizado na introdução, muito embora outros estudos já tenham analisado os efeitos da presença de chefes de executivo do gênero feminino nos municípios brasileiros, este é um dos primeiros que analisam 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 e sobre a política fiscal local é uma das principais contribuições deste estudo.

Para se atingir este objetivo, explorou-se um painel de municípios brasileiros por meio do modelo *diff-in-diff* em que os municípios tratados foram aqueles que, na eleição imediatamente anterior à instituição das cotas de 1997 (ou da minirreforma de 2009) não atingiram por pouco a percentagem mínima de 30% de candidatos do gênero feminino, ao passo que os municípios não tratados foram aqueles que, na eleição imediatamente anterior à instituição das cotas de 1997 (ou da minirreforma de 2009) atingiram, também por pouco, a referida percentagem.

Os resultados apresentados neste estudo sugerem que tanto a instituição das cotas de gênero de 1997 quanto sua minirreforma de 2009 elevaram as proporções de candidatos e de vereadores do gênero feminino. Esse resultado, portanto, sugere a importância dessas duas regras como forma de fortalecer o acesso das mulheres às casas legislativas locais do país. Já em relação às variáveis fiscais, os resultados sugerem que, após a instituição das cotas, houve uma redução da receita tributária, da despesa orçamentária e da despesa de pessoal e uma elevação da receita tributária após a minirreforma de 2009.

Ainda que os efeitos sobre os indicadores fiscais possam ser apenas pontuais, esses resultados estão em linha com as referências da literatura que apresentam evidências de que legisladores do gênero feminino possuem/representam

preferências distintas em relação aos gastos públicos *vis-à-vis* seus pares do gênero masculino. Já quanto ao fato de que a instituição das cotas em 1997 ocasionou mais mudanças na política fiscal do que a minirreforma em 2009, é necessário levar em conta que o efeito da instituição das cotas de 1997 sobre o grupo de tratamento se deu durante o mandato 2001-2004 relativamente ao mandato 1997-2000, ou seja, este último é o período de referência. Anteriormente ao ano de 2000, é necessário levar em conta a vigência de um contexto institucional diferente em que não estavam em vigor nem a Lei de Responsabilidade Fiscal e nem a Emenda Constitucional nº 29 (EC 29/2000), ambas instituídas no ano de 2000. A primeira estabelece, entre outros, proporções máximas (60%) que a despesa de pessoal pode assumir da receita corrente líquida. A segunda, por sua vez, estabelece pisos mínimos para as despesas com saúde (como proporção da receita municipal) que os governos municipais devem respeitar.

Dessa forma, é possível argumentar que os municípios tinham mais flexibilidade quanto à execução fiscal antes de 2000 do que depois. Após tal ano, é possível que características institucionais do caso brasileiro tenham passado a tornar menos provável que uma maior participação feminina nas câmaras municipais se materializasse em diferenças mais incisivas na execução da política fiscal em nível local. Assim, a instituição de cotas de gênero parece ser um mecanismo importante para garantir uma representação política mais equânime dos diferentes gêneros, mas parece não ser suficiente para gerar diferenças na execução do orçamento público dos municípios brasileiros.

Por fim, no que diz respeito à escolaridade das candidatas e das eleitas, os resultados sugerem que a minirreforma causou redução da candidatura de mulheres com ensino superior completo, mas ampliação da eleição de mulheres com ensino superior incompleto.

É importante ressaltar que, ao comparar uma eleição anterior e uma eleição imediatamente posterior, este estudo analisa as consequências de curto prazo da instituição das cotas de gênero no Brasil. Resta, portanto, saber se os efeitos aqui encontrados são persistentes e se mantêm ao longo de eleições consecutivas, ou se não. Se forem, os resultados sugerem a importância dessa política ao viabilizar uma maior oferta de candidatos do gênero feminino ao eleitorado. Por outro lado,

se esses efeitos forem efêmeros, é possível que características do sistema político brasileiro e, principalmente, do eleitorado impliquem “demandas” semelhantes do eleitorado por representantes de ambos os gêneros. Abre-se, portanto, espaço para que novos estudos analisem os efeitos de médio/longo prazo da instituição das cotas de gênero no Brasil e que novas discussões sejam realizadas, especialmente no que diz respeito à formulação de políticas que tenham como objetivo aumentar a participação feminina na esfera política.

REFERÊNCIAS

ABRAMS, B. A.; SETTLE, R. F. Women’s suffrage and the growth of the welfare state. *Public Choice*, v. 100, p. 289-300, 1999.

AIDT, T. S.; DALLAL, B. Female voting power: the contribution of women’s suffrage to the growth of social spending in Western Europe (1869-1960). *Public Choice*, v. 134, p. 391-417, 2008.

ARAÚJO, C. As cotas por sexo para a competição legislativa: o caso brasileiro em comparação com experiências internacionais. *Revista de Ciências Sociais*, v. 44, n. 1, p. 155-194, 2001.

ARAÚJO, C. Gênero e acesso ao poder legislativo no Brasil: as cotas entre as instituições e a cultura. *Revista Brasileira de Ciência Política*, v. 2, p. 23-59, 2009.

ARAÚJO, C. The limits of women’s quotas in Brazil. *IDS Bulletin*, v. 41, n. 5, p. 17-24, 2010.

ARVATE, P.; FIRPO, S.; PIERI, R. Future electoral impacts of having a female mayor. *Brazilian Political Science Review*, v. 11, 2017.

BABIRESKI, F. R. Pequenos partidos de direita no Brasil: uma análise dos seus posicionamentos políticos. *Observatório de elites políticas e sociais do Brasil*, v. 3, n. 6, 2016.

BALTRUNAITE, A.; BELLO, P.; CASARICO, A.; PROFETA, P. Gender quotas and the quality of politicians. *Journal of Public Economics*, v. 118, p. 62-74, 2014.

BEAMAN, L.; CHATTOPADHYAY, R.; DUFLO, E.; PANDE, R.; TOPALOVA, P. Powerful women: does exposure reduce bias? *The Quarterly Journal of Economics*, v. 124, n. 4, p. 1497-1540, 2009.

BEAMAN, L.; DUFLO, E.; PANDE, R.; TOPALOVA, P. Political reservation and substantive representation: evidence from Indian village councils. *India Policy Forum*, v. 7, n. 1, p. 159-201, 2011.

BRAGA, M.; SCERVINI, F. The performance of politicians: the effect of gender quotas. *European Journal of Political Economy*, v. 46, p. 1-14, 2017.

BRASIL. *Lei n° 9.100, de 29 de setembro de 1995*. Estabelece normas para a realização das eleições municipais de 3 de outubro de 1996, e dá outras providências. Brasília, DF, 1995.

BRASIL. *Lei n° 9.504, de 30 de setembro de 1997*. Estabelece normas para as eleições. Brasília, DF, 1997.

BRASIL. *Lei n° 9.504, de 29 de setembro de 2009*. Minirreforma eleitoral. Brasília, DF, 2009.

BROLLO, F.; TROIANO, U. What happens when a woman wins an election? Evidence from close races in Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 122, p. 28-45, 2016.

CHATTOPADHYAY, R.; DUFLO, E. Women as policy makers: evidence from a randomized policy experiment in India. *Econometrica*, v. 72, n. 5, p. 1409-1443, 2004.

FERREIRA, F.; GYOURKO, J. Does gender matter for political leadership? The case of U.S. mayors. *Journal of Public Economics*, v. 112, p. 24-39, 2014.

FUNK, P.; GATHMANN, C. Gender gaps in policy making: evidence from direct democracy in Switzerland. *Economic Policy*, v. 30, n. 81, p. 141-181, 2014.

GAJWANI, K.; ZHANG, X. Gender and public goods provision in Tamil Nadu's village government. *World Bank Economic Review*, v. 29, n. 2, p. 234-261, 2015.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Estatísticas*. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acessado em 02 de fevereiro de 2019.

KROGSTROP, S.; WÄLTI, S. Women and budget deficits. *The Scandinavian Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 712-728, 2011.

LOTT JUNIOR, J. R.; KENNY, L. Did women's suffrage change the size and scope of government? *Journal of Political Economy*, v. 107, n. 6, p. 1163-1198, 1999.

ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. Declaração e Plataforma de Ação. In: CONFERÊNCIA MUNDIAL SOBRE A MULHER, 4., 1995. Pequim: ONU, 1995.

PANDE, R.; FORD, D. Gender quotas and female leadership. *The World Bank*, 2011. (Technical report).

PAOLA, M. D.; SCOPPA, V.; LOMBARDO, R. Can gender quotas break down negative stereotypes? Evidence from changes in electoral rules. *Journal of Public Economics*, v. 94, p. 344-353, 2010.

RODRIGUES, L. M. *Partidos, ideologia e composição social: um estudo das bancadas partidárias na Câmara dos Deputados*. [S.l.]: Scielo – Centro Edelstein, 2009.

STN – SECRETARIA DO TESOUREIRO NACIONAL. *FINBRA (Finanças Municipais)*. Disponível em: <https://www.gov.br/tesouronacional/pt-br/estados-e-municipios/dados-consolidados/finbra-financas-municipais>. Acesso em: 2 fev. 2019.

SVALERYD, H. Women's representation and public spending. *European Journal of Political Economy*, v. 25, n. 2, p. 186-198, 2009.

SWERS, M. L. Are women more likely to vote for women's issue bills than their male colleagues? *Legislative Studies Quarterly*, v. 23, n. 3, p. 435-448, 1998.

TSE – TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL. *Portal de Dados Abertos do TSE*. Disponível em: <https://dadosabertos.tse.jus.br/dataset>. Acesso em: 2 fev. 2019.

WYLIE, K.; SANTOS, P. d. A law on paper only: electoral rules, parties, and the persistent underrepresentation of women in Brazilian legislatures. *Politics & Gender*, p. 1-28, 2016.

Autor correspondente:

Maria Isabel Accoroni Theodoro
E-mail: isabeltheodoro@gmail.com

Recebido em: 16/08/2019.

Aceito em: 16/05/2021.