

INCENTIVOS ELEITORAIS E REGRAS FISCAIS (NÃO TÃO) RÍGIDAS: NOVAS EVIDÊNCIAS PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS A PARTIR DA RUBRICA RESTOS A PAGAR^{1,2}

Francielly de Fátima Almeida³

Sergio Naruhiko Sakurai⁴

Rodrigo Borges de Almeida⁵

Na contabilidade pública brasileira, a inscrição de valores em restos a pagar é um instrumento para a execução orçamentária dos diferentes níveis de governo, por meio da qual é possível postergar, para exercícios fiscais futuros, o desembolso de uma despesa empenhada em determinado ano. Não obstante, a gestão dessa rubrica pode ser utilizada de forma oportunista pelos chefes do Executivo, de acordo com os incentivos enfrentados pela limitação de mandato – se em primeiro mandato (elegível para a reeleição) ou se em segundo mandato (não elegível). Este artigo tem como objetivo investigar a influência da limitação de mandato e do calendário eleitoral sobre a inscrição de restos a pagar dos municípios brasileiros. Os resultados obtidos sugerem haver diferenças significantes entre esses dois grupos, com prefeitos em primeiro mandato inscrevendo maiores valores do que prefeitos em segundo mandato. Ademais, seguindo as normas fiscais brasileiras, os dois tipos de prefeitos reduzem a inscrição de valores em restos a pagar em anos eleitorais. Contudo, essa redução se dá de forma mais incisiva por prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger comparativamente a prefeitos em primeiro mandato que tentam.

Palavras-chave: limites de mandato; restos a pagar; municípios brasileiros.

ELECTORAL INCENTIVES AND (NOT SO) STRICT FISCAL RULES: NEW EVIDENCE FOR BRAZILIAN MUNICIPALITIES FROM UNPAID SPENDING OBLIGATION

In the Brazilian public sector accounting, unpaid spending obligation is a budget item commonly used as an instrument for the budget execution by the different levels of government. By means of this budget line, it is possible to postpone the payment of current committed expenditures for subsequent fiscal years. Nevertheless, it can be used opportunistically by incumbent governments according to the electoral incentives they face, namely, whether they are in their first term (eligible for re-election) or in their second term (not eligible). This paper aims to investigate the influence of term limitation on the amount of unpaid spending obligation at the local level in Brazil. Our results suggest significant differences between these two groups of mayors, as first-term mayors register higher unpaid spending obligation amounts in comparison to second-term mayors. Moreover, following Brazilian fiscal rules, both types of

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n1art2>

2. Os autores agradecem o suporte financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp), bem como as sugestões de Luiz Guilherme Scorzafave, Rafael Terra de Menezes, André Aquino e de um parecerista anônimo desta revista.

3. Doutora em economia pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). *E-mail:* franciellydefatima@hotmail.com.

4. Docente do Departamento de Economia da FEA-RP/USP. *E-mail:* sakurai@usp.br.

5. Mestre em economia pela FEA-RP/USP. *E-mail:* rodborg@gmail.com.

mayors reduce it in election years. However, this reduction is more incisive when mayors are in their first term but do not try to be reelected relatively to mayors in their first term who try.

Keywords: term limits; unpaid spending obligations; brazilian municipalities.

JEL: C23, C24, H72, P48.

1 INTRODUÇÃO

A limitação de mandato (*term limit*) é a restrição legal que estabelece o número de vezes que um representante político pode se reeleger consecutivamente a determinado cargo eletivo. Para o caso brasileiro, após a aprovação da Emenda da Reeleição (ER), em 1997, o sistema eleitoral passou a permitir a possibilidade de recondução para apenas um período subsequente para os cargos executivos de todos os níveis de governo, de forma que prefeitos, governadores e o presidente da República podem permanecer por no máximo oito anos consecutivos no poder. De acordo com Nakaguma e Bender (2006), essa mudança nas normas do sistema eleitoral brasileiro alterou os incentivos dos ocupantes do cargo executivo em manipular de forma oportunista as contas públicas, com destaque para aqueles que podem tentar a reeleição. Posteriormente, em 2000, houve a aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que estabeleceu normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal de municípios, do Distrito Federal (DF), de estados e do governo central.

A implementação de regras que limitem déficits fiscais e endividamento público ganhou importância em países desenvolvidos, em linha com o consenso de que a estabilidade fiscal é um dos fundamentos para o crescimento econômico sustentável (Irwin, 2012; Posner e Blöndal, 2012). Além disso, também é objetivo de uma legislação que adote regras fiscais restringir o comportamento oportunista dos governantes, reduzindo a possibilidade de *rent seeking* por parte dos políticos e prevenindo resultados fiscais indesejáveis (Hagen, 2002). Nesse âmbito, segundo Nakaguma e Bender (2006), a implantação da LRF criou uma série de limitações e regras na condução fiscal do setor público brasileiro ao restringir o espaço para gestão fiscal irresponsável.

Dessa forma, enquanto a ER se converteu em mecanismo de incentivo para ocupantes de cargo executivo se diferenciarem de acordo com o termo que ocupam (se em primeiro ou em segundo mandato), a LRF buscou restringir os efeitos adversos sobre as contas públicas que aquela poderia causar. De fato, quando analisados os efeitos da limitação de mandato sobre as finanças dos municípios brasileiros, Klein e Sakurai (2015) encontraram resultados que sugerem que em anos eleitorais, prefeitos em primeiro mandato diminuem as receitas provenientes de impostos locais e alteram a composição orçamentária, com queda em despesas correntes e elevação de investimentos, comparativamente aos prefeitos em segundo mandato.

Tais mudanças, entretanto, ocorrem sem alteração do equilíbrio orçamentário ou do total de gastos.

A existência desse conjunto de normas, no entanto, não é garantia de política fiscal transparente. De acordo com Milesi-Ferretti (2004), ao impor regras para determinadas variáveis fiscais “mensuráveis”, cria-se margem para a manipulação de indicadores contábeis única e exclusivamente para atingi-las. A literatura tem inclusive encontrado evidências de que a rigidez das regras pode encorajar o uso dessas manipulações.

Apesar de possuir uma legislação de responsabilidade fiscal desde 2000, a administração do setor público brasileiro recorreu, especialmente entre o fim da década passada e o início desta, a várias estratégias contábeis duvidosas com a finalidade de maquiar a real situação fiscal vivenciada pelo país (Melo, Pereira e Souza, 2014). Entre as estratégias, destaca-se a postergação do desembolso de despesas liquidadas. Vale destacar que essa não é uma peculiaridade brasileira pois, como apontado por Irwin (2012), outros países, principalmente no contexto da União Europeia (UE), utilizam tal recurso para criar “ilusões fiscais”.

No âmbito dessa denominada “contabilidade criativa”, um dos artifícios utilizados é o adiamento, para anos fiscais subsequentes, de pagamentos de despesas reconhecidas; ação formalmente conhecida como inscrição de valores em restos a pagar. Tal adiamento de pagamento se torna dívida flutuante e não impacta negativamente o resultado primário do ente federativo. Dessa forma, ao fazer uso desse instrumento fiscal, governos podem eventualmente elevar as despesas em dado ano sem descumprir regras fiscais impostas pela legislação.

Como evidência da utilização dessa estratégia, Almeida (2011) explica que, na primeira década dos anos 2000, o governo central brasileiro atingiu altos valores para o superávit primário por meio da elevação dos valores registrados na rubrica restos a pagar processados. Por sua vez, Ter-Minassian (2013), ex-diretora do Fundo Monetário Internacional (FMI), alertou sobre a deterioração da credibilidade fiscal brasileira em razão da utilização da contabilidade criativa pelo governo federal, que culminou com a quadruplicação de restos a pagar processados entre 2008 e 2012. Essas referências evidenciam como tais manipulações contábeis se tornaram um sério problema para a sustentabilidade fiscal do setor público brasileiro.

A literatura que versa sobre os efeitos da limitação de mandato sugere que governantes que podem concorrer à reeleição têm incentivos a sinalizar competência para o eleitorado via maior provisão de bens e serviços públicos. Conforme discutido na sequência deste artigo, a conta restos a pagar pode ser utilizada de modo a permitir que esta sinalização seja feita via elevação das despesas públicas sem necessariamente burlar as regras fiscais vigentes. Assim, o objetivo central deste estudo é estimar o efeito da limitação de mandato sobre a inscrição de restos

a pagar processados nos municípios brasileiros; ou seja, investigar as consequências dos diferentes incentivos enfrentados por prefeitos em primeiro mandato – aqueles que podem tentar se reeleger – e em segundo mandato – que não possuem condição legal para tentar reeleição – sobre a gestão dessa rubrica. Para tal, por meio de diferentes modelos econométricos, foi explorada uma amostra contemplando informações fiscais e eleitorais de mais de 4.500 municípios brasileiros entre 2001 e 2016, em que foram estudados os impactos nos períodos pré-eleitorais e eleitorais dos mandatos dos períodos 2001-2004, 2005-2008, 2009-2012 e 2013-2016.

Os resultados encontrados corroboram a hipótese de que os diferentes incentivos eleitorais com os quais se deparam prefeitos em primeiro e em segundo mandato exercem influência sobre a forma com a qual administram seus compromissos fiscais. Prefeitos do primeiro grupo registram maiores valores de restos a pagar comparativamente aos prefeitos do segundo grupo, sendo esse efeito da ordem de 11%. Por sua vez, muito embora os dois grupos de prefeitos reduzam os valores inscritos nessa rubrica em anos eleitorais comparativamente aos anos não eleitorais (em aproximadamente 11,30%), tal redução se dá de forma mais incisiva por prefeitos em primeiro mandato comparativamente a prefeitos em segundo mandato.

Além dessas evidências, os resultados tornam-se ainda mais interessantes quando o grupo de prefeitos em primeiro mandato é decomposto entre aqueles que tentam se reeleger e aqueles que não tentam. Por meio dessa decomposição, os resultados sugerem que um maior montante de restos a pagar é um fenômeno comum a todos os prefeitos em primeiro mandato, independentemente deles concorrerem ou não à reeleição, *vis-à-vis* prefeitos em segundo mandato. Contudo, a redução praticada por prefeitos em primeiro mandato especificamente nos anos eleitorais dá-se de forma mais incisiva por prefeitos em primeiro mandato que não concorrem à reeleição comparativamente a prefeitos em primeiro mandato que concorrem.

De forma geral, os resultados encontrados neste estudo estão em linha com outros existentes na literatura que versam sobre o efeito da limitação de mandato sobre variáveis fiscais, ao mostrar diferenciação entre os dois tipos de incumbentes. Contudo, este trabalho mostra evidências de que essa diferenciação não apenas se dá na média do mandato como um todo, mas também especificamente no ano eleitoral. Além disso, as diferenças encontradas dependem tanto da possibilidade quanto dos reais interesses do chefe do Executivo local em permanecer no poder. Esse conjunto de resultados, portanto, não somente fortalece a hipótese de que a limitação de mandato exerce influência sobre a política fiscal dos governos locais, como também fortalece a hipótese de que a política fiscal praticada nesse nível de governo está sujeita aos interesses e objetivos eleitorais de seus chefes do Executivo.

A construção deste artigo está dividida em mais cinco seções, além desta introdução. Na seção 2, é apresentada uma rápida explanação sobre restos a pagar

e a legislação que disciplina essa conta. Na seção 3, é realizada uma breve revisão de literatura sobre limitação de mandato e regras fiscais, discutindo-se a evolução das pesquisas nessas áreas. A seção 4 apresenta a estratégia empírica e a descrição dos dados utilizados na pesquisa, enquanto a seção 5 revela os resultados das estimações. Por fim, na seção 6, são apresentadas as considerações finais deste estudo.

2 A CONTA RESTOS A PAGAR NA CONTABILIDADE PÚBLICA BRASILEIRA

A Lei nº 4.320/1964 estabelece as normas gerais de direito financeiro para elaboração e controle de orçamentos e balanços dos entes federativos no Brasil. De acordo com essa norma, são considerados restos a pagar as despesas empenhadas e não pagas até o fim de um exercício fiscal. O pagamento dessas despesas, então, passa a comprometer exercícios fiscais futuros.

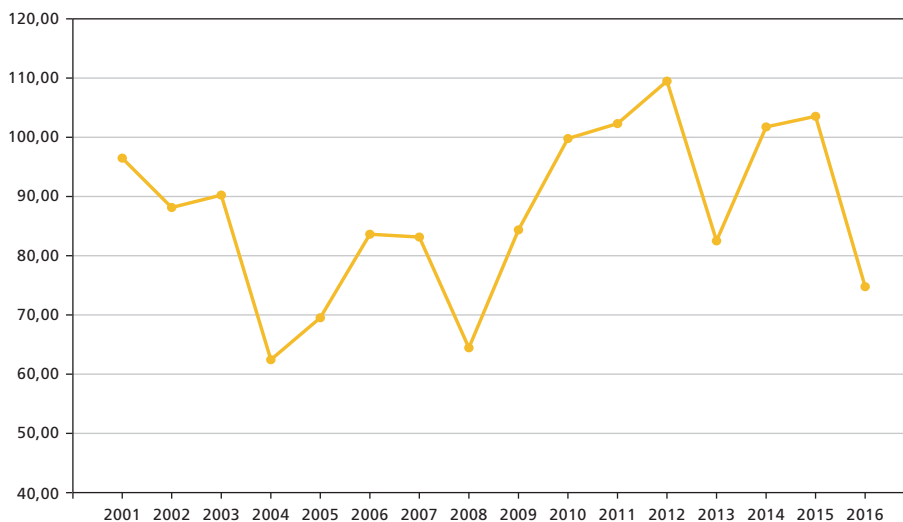
De forma simplificada, pode-se dizer que a despesa orçamentária possui três fases: i) empenho, etapa em que o governo reserva o recurso que será pago quando o bem for entregue ou o serviço concluído; ii) liquidação, etapa na qual o governo verifica que recebeu o bem ou o serviço; e, finalmente, iii) pagamento, etapa em que o governo de fato realiza o pagamento ao fornecedor.

A conta restos a pagar distingue-se em dois tipos; quais sejam, processados e não processados, sendo que essa distinção se dá na fase de liquidação. Quando houve o empenho e existe a liquidação da despesa, mas não ocorreu o pagamento até o fim do exercício, é feita a inscrição em restos a pagar processados. Por ser uma despesa liquidada – ou seja, sem a possibilidade de ser cancelada –, os restos a pagar processados representam comprometimento orçamentário futuro realizado pela gestão de um chefe do Executivo de dado município, em determinado ano. Por sua vez, quando não há a liquidação, mas existiu o empenho, os valores referentes ao bem ou serviço são considerados restos a pagar não processados. Diferentemente dos restos a pagar processados, os restos a pagar não processados podem ser cancelados ao final de um ano por não serem despesas efetivamente reconhecidas. Em ambos os casos, os restos a pagar passam a constituir dívida flutuante do ente e não impactam o resultado primário. Dessa forma, é possível que um município, um estado ou até mesmo o governo federal apresente um alto montante de restos a pagar sem que isso seja formalmente registrado como déficit primário.

Conforme disposto pela LRF, a inscrição de valores em restos a pagar na contabilidade pública deve observar as disponibilidades financeiras do município, de forma a mitigar riscos que possam afetar o equilíbrio das contas públicas. Essa mesma lei, a fim de tentar eliminar heranças fiscais, proíbe o administrador público de contrair obrigações financeiras nos dois últimos quadrimestres do mandato – ou seja, nos últimos oito meses do último ano do governo, que também é o próprio ano em que ocorrem eleições – sem que haja contrapartida na receita orçamentária.

Em condições regulares, a inscrição de valores em restos a pagar pode ser vista como um procedimento administrativo comum, que permite gerir o orçamento público entre a passagem de exercícios fiscais subsequentes. Contudo, os dados apresentados no gráfico 1 evidenciam aumento significativo dos valores referentes aos municípios brasileiros entre 2008 e 2012, sugerindo que a referida rubrica deixou de ser – ao menos no período supracitado – um mero instrumento de gestão orçamentária para tornar-se uma estratégia de postergação de pagamento de despesas, com a finalidade de cumprimento de regras fiscais. Em 2008, o valor médio *per capita* observado nos municípios brasileiros foi da ordem de R\$ 64,45, ao passo que, em 2012, os municípios brasileiros tinham um estoque médio *per capita* de restos a pagar da ordem de R\$ 109,48, elevação de quase 70%. Essa evidência sugere sério risco para a execução orçamentária das prefeituras brasileiras, podendo tornar-se fonte de desajustes futuros nas finanças públicas. Ademais, tal fato pode causar impactos negativos sobre o ciclo de planejamento orçamentário e a gestão fiscal dos municípios, dos estados e do próprio governo federal brasileiro.

GRÁFICO 1
Restos a pagar *per capita* (2001-2016)
(Em R\$)



Fonte: Dados da amostra.
Elaboração dos autores.

3 REVISÃO DE LITERATURA

A literatura sobre limite de mandato explora os diferentes incentivos com os quais políticos incumbentes, distintos entre aqueles que podem e aqueles que não podem tentar se reeleger, se deparam quanto à condução de políticas; em particular, as fiscais (Besley e Case, 1995; Johnson e Crain, 2004; Klein e Sakurai, 2015).

Há também trabalhos que abordam os efeitos do limite de mandato sobre outros fatores, como qualidade institucional, nível de desenvolvimento, regras eleitorais e formas de governo, entre outros (Dalle Nogare e Ricciuti, 2011; Ferraz e Finan, 2011; De Haan e Klomp, 2013). Este artigo, no entanto, busca expandir o escopo dessa área de pesquisa, ao abordar dados contábeis ainda pouco explorados pela literatura.

Boa parte da literatura que versa sobre limitação de mandato foi construída a partir do modelo de reputação de comportamento político proposto por Besley e Case (1995). Esse estudo busca mostrar que, em contexto de informação imperfeita em que os eleitores e os incumbentes agem de forma racional, a existência da limitação de mandato pode ter implicações sobre as escolhas das políticas públicas. Eleitores incertos sobre as características do incumbente utilizariam algumas medidas de desempenho para avaliar os candidatos, enquanto incumbentes que buscam a reeleição, seja pela renda auferida, seja pela influência do cargo, tomariam escolhas que desenvolvessem sua reputação perante o eleitorado, com a finalidade de aumentar as chances de reeleição.

Em termos empíricos, Besley e Case (1995) e Johnson e Crain (2004) encontraram resultados semelhantes em relação à política fiscal. Enquanto os primeiros encontraram evidências de aumento de impostos e de dispêndios nos estados americanos cujos governadores não podiam tentar reeleição, os resultados do segundo estudo, obtidos a partir de um painel de países, sugerem que ocupantes de cargos executivos que não puderam concorrer à reeleição aumentaram gastos públicos. Dalle Nogare e Ricciuti (2011), por sua vez, encontraram resultados que vão de encontro aos apresentados anteriormente. Utilizando um painel de países, os resultados sugerem que não há diferenças significativas na política fiscal entre ocupantes de cargos executivos que podem e não podem concorrer à reeleição. Além disso, ao considerar somente países com sistema presidencialista, presidentes em último mandato são mais propensos a diminuir gastos públicos, contrariando o que a literatura havia encontrado até então.

Alt, Mesquita e Rose (2011) analisam o caso dos estados americanos, com vistas a estimar dois efeitos distintos sobre o desempenho do governo; quais sejam, experiência e limitação de mandato. Mantendo a experiência no cargo constante, diferenças de desempenho entre incumbentes que podem concorrer à reeleição e que não podem – por estarem em último mandato – identificam o efeito da responsabilização: governadores elegíveis à reeleição têm maiores incentivos para exercer esforço em nome dos eleitores. Por sua vez, mantendo constante o limite de mandato, as diferenças de desempenho entre incumbentes em mandatos diferentes identificam efeito de experiência: incumbentes em mandatos posteriores têm maior probabilidade de serem competentes, tanto porque sobreviveram à reeleição

quanto porque possuem experiência no cargo comparativamente a incumbentes em primeiro mandato. Segundo os resultados do estudo, o crescimento econômico é maior e os impostos, os gastos públicos e os custos do endividamento público são menores quando os chefes do Executivo são elegíveis à reeleição – comparativamente a incumbentes em último mandato – e quando os incumbentes foram reeleitos – comparativamente a incumbentes em primeiro mandato.

Para o caso brasileiro, pesquisas empíricas que diferenciem os tipos de políticos entre os que podem e os que não podem concorrer à reeleição e que utilizem dados de estados ou municípios são relativamente incipientes, visto que a adoção da reeleição para cargos executivos no país é relativamente recente. Assim, desde 1998, ano em que ocorreu pela primeira vez eleição com possibilidade de reeleição para chefes do Executivo, é possível que os resultados fiscais dos três níveis de governo tenham sido influenciados pelos diferentes incentivos enfrentados por cada tipo de governante: se em primeiro ou em segundo (último) mandato.

Quanto à política fiscal de municípios brasileiros, Novaes e Mattos (2010) discutem o efeito da intenção de reeleição sobre gastos em saúde, enquanto Klein e Sakurai (2015) analisam as mudanças na composição do orçamento público, visto que a LRF limita a expansão fiscal da despesa e da dívida pública. No estudo de Novaes e Mattos (2010), foram encontradas evidências de que prefeitos candidatos à reeleição elevaram dispêndios na área da saúde em relação aos prefeitos em segundo mandato. Por sua vez, os resultados do trabalho de Klein e Sakurai (2015) sugerem que, em anos eleitorais, prefeitos em primeiro mandato diminuem impostos locais e alteram a composição orçamentária do município – via diminuição dos gastos correntes e elevação dos investimentos –, com vistas a aumentar sua visibilidade eleitoral. Ademais, os autores não encontraram evidências de desequilíbrios orçamentários entre esses dois tipos de governantes.

Muito embora os artigos anteriormente mencionados analisem os efeitos da limitação de mandato sobre a política fiscal, Ferraz e Finan (2011) abordam outro problema. Os autores pesquisaram os efeitos da limitação de mandato sobre o nível de irregularidades administrativas nos municípios brasileiros auditados pela Controladoria-Geral da União (CGU). Os resultados encontrados sugerem haver menos casos de irregularidade em localidades governadas por prefeitos em primeiro mandato do que em localidades governadas por prefeitos em segundo mandato. Além disso, esses efeitos foram mais acentuados nos municípios com menor acesso à informação e onde a probabilidade de punição judicial era baixa.

Ao examinar a influência da limitação de mandato sobre a conta restos a pagar processados, este artigo procura contribuir com a literatura, ao ampliar a análise dos diferentes indicadores fiscais e fortalecer o debate sobre a real situação fiscal dos municípios brasileiros. Além disso, este estudo procura analisar os impactos de uma

estratégia contábil que foi, no passado recente, utilizada pelo próprio governo federal na gestão da política fiscal.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA E DESCRIÇÃO DOS DADOS

Este estudo parte da premissa de que a possibilidade da tentativa de reeleição funcionaria como mecanismo de elevação do esforço do chefe do Executivo em elevar a provisão de bens e serviços públicos, visto que os eleitores identificariam essa maior provisão como medida de competência do ocupante do cargo executivo. Assim, este artigo apresenta e testa a hipótese de que, em virtude da possibilidade da permanência do chefe do Executivo local por mais um mandato, prefeitos em primeiro mandato teriam incentivos – comparativamente a prefeitos em segundo mandato – a utilizar a rubrica restos a pagar processados de forma estratégica, como forma de expandir gastos e sinalizar “competência” aos eleitores, sem afetar, contudo, regras fiscais que limitem o endividamento público.

Diante do raciocínio mencionado no parágrafo anterior, os restos a pagar processados são mais adequados para o problema abordado, pois se tratam despesas empenhadas e liquidadas, mas ainda não pagas – ou seja, o fato de haver a liquidação implica que ou a prefeitura efetivamente recebeu o produto ou o serviço contratado – não há mais a possibilidade deste ser cancelado – e, por conseguinte, o incumbente hipoteticamente conseguiu atender às demandas do eleitorado. Note-se que os restos a pagar não processados envolvem o empenho, mas não a liquidação – isto é, são produtos ou serviços que a prefeitura ainda não recebeu – podem ter inclusive seu pagamento cancelado – e, provavelmente, não beneficiaram o eleitorado efetivamente.

As estimações foram realizadas tomando-se como base o modelo de agência política de Besley e Case (1995), representado pela seguinte equação:

$$RP_{it} = \alpha + c_i + \beta_{PM} \cdot \text{Primeiro mandato}_{it} + \beta_{AE} \cdot \text{Ano eleitoral}_t + \beta_{PMAE} \cdot \text{Primeiro mandato}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + \text{Controles} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

em que RP_{it} é a variável dependente restos a pagar processados observada do município i no ano t ; $\text{Primeiro mandato}_{it}$ é uma *dummy* que assume o valor 1 se o prefeito da localidade i no ano t estiver em primeiro mandato, e 0 caso estiver em segundo mandato; Ano eleitoral_t é uma *dummy* que assume o valor 1 caso o ano t seja ano de eleição municipal, e 0 caso contrário; e $\text{Primeiro mandato}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t$ é a interação entre as *dummies* *Primeiro mandato* e *Ano eleitoral*. *Controles*, por sua vez, representa o conjunto de variáveis de controles do modelo, α é a constante, c_i é o efeito específico municipal não observado (constante no tempo) e ε_{it} é o termo de erro da estimação.

Para este estudo, foi criado um painel (não balanceado) com dados anuais para o período 2001-2016 e que inclui 4.629 prefeituras, o que representa cerca de 83% dos 5.570 municípios brasileiros.⁶ O período amostral analisado engloba, portanto, quatro mandatos municipais: i) 2001 a 2004, com prefeitos eleitos em outubro de 2000; ii) 2005 a 2008, com prefeitos eleitos em outubro de 2004; iii) 2009 a 2012, com prefeitos eleitos em outubro de 2008; e iv) 2013 a 2016, com prefeitos eleitos em outubro de 2012. Têm-se, em todos os mandatos supra-mencionados, tanto prefeitos em primeiro quanto em segundo mandato.

4.1 Variável dependente

São apresentados resultados de estimações em que a variável dependente restos a pagar (processados) *per capita* é mensurada como estoque e fluxo – ou seja, como primeira diferença dos estoques. Esse procedimento foi adotado porque, originalmente, os dados de restos a pagar são registrados na contabilidade pública como estoque. Assim, a variação anual permite analisar o fluxo observado em cada ano. Cabe ressaltar que, nas estimações em que os restos a pagar são mensurados como fluxo, somente tal variável dependente foi transformada via primeira-diferença – isto é, todas as variáveis explicativas permanecem em nível. Os valores de restos a pagar foram extraídos do banco de dados Finanças do Brasil da Secretaria do Tesouro Nacional (Finbra/STN) e estão mensurados em valores *per capita* a preços de 2012, deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI).

4.2 Variáveis de interesse

As variáveis explicativas de interesse deste estudo são a *dummy Primeiro mandato*, a *dummy Ano eleitoral* e a interação destas duas *dummies*. Essas variáveis foram construídas a partir de informações eleitorais extraídas do Repositório de Dados Eleitorais, mantido pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE).

Conforme mencionado anteriormente, a variável *Primeiro mandato* é uma *dummy* que assume o valor 1 para todos os anos de dado município *i* em que seu prefeito está em primeiro mandato, e 0 para os anos correspondentes ao segundo mandato. Assim, embora seja constante ao longo dos anos de dado mandato, essa variável apresenta variação entre mandatos, o que gera variação temporal para determinado município. Por sua vez, a variável *Ano eleitoral* é uma *dummy* de tempo que assume valor 1 nos anos de eleição municipal na amostra (2004, 2008, 2012 e 2016), e 0 nos demais anos.

Por fim, para capturar os possíveis efeitos da limitação de mandato em anos eleitorais sobre a inscrição de restos a pagar, as estimações incluem como variável explicativa a interação entre a *dummy Ano eleitoral* e a *dummy Primeiro mandato*.

6. Os demais municípios brasileiros não fazem parte da amostra por problema de *missing data*.

O termo de interação assume valor 1, para municípios cujo prefeito está em primeiro mandato em ano de eleição municipal, e 0, nos demais casos.

4.3 Variáveis de controle

Como variáveis de controle das estimações, foram considerados três grupos de variáveis; quais sejam, políticas, demográficas e orçamentárias.

No conjunto de variáveis políticas, também obtidas com o *site* do TSE, encontram-se uma variável *dummy* de alinhamento com a coligação do presidente, que assume o valor 1 caso o prefeito de determinado município seja membro de um partido que compõe a coligação que elegeu o presidente da República (0, caso contrário) e uma variável *dummy* de alinhamento com a coligação do governador, que assume o valor 1 caso o prefeito de determinado município seja de um partido membro da coligação que elegeu o governador (0, caso contrário). Além dessas variáveis, as estimações também incluem *dummies* de ideologia partidária do prefeito – quais sejam, direita e esquerda –, o que indica a orientação ideológica do partido pelo qual o prefeito foi eleito. A construção dessas variáveis foi baseada na classificação realizada por Rodrigues (2009),⁷ e, para evitar multicolinearidade perfeita entre os grupos partidários, o grupo de referência – ou seja, o grupo excluído das estimações – é formado pelos partidos considerados de centro ou sem ideologia definida, de acordo com a referência supracitada.

Além das variáveis políticas, foram incluídas também variáveis demográficas e de renda, que atuam como *proxies* para a demanda da população por serviços públicos prestados pelos governos locais, visto que estas afetam as despesas e as receitas municipais. A inclusão dessas variáveis segue referências como o já citado trabalho de Besley e Case (1995), uma das principais referências sobre efeitos da limitação de mandato sobre variáveis fiscais, além de Johnson e Crain (2004) e Mendes e Sousa (2006), entre outros. Fazem parte desse grupo a população total – em logaritmo natural –, o produto interno bruto (PIB) *per capita* – em logaritmo natural –, a proporção da população residente em área urbana e a proporção de idosos (pessoas com 65 anos ou mais) de cada município. Esses dados são provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁸, e, para o cálculo das proporções da população urbana e idosa, foram realizadas interpolações exponenciais para os anos em que não houve nem censos demográficos nem contagens da população.

Como variáveis de controle fiscais, foram utilizadas as variáveis disponibilidade de caixa, mensuradas em termos *per capita*, e a distância da razão despesa de

7. Ver apêndice A.

8. Disponível em: <http://www.cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php>. Acesso em: 1º mar. 2018.

pessoal (PES) sobre a receita corrente líquida (RCL) do município em relação ao limite imposto pela LRF.⁹

A variável disponibilidade de caixa dos municípios fornece um controle para a capacidade de pagamento futuro das despesas empenhadas no curto prazo. Por um lado, é possível que um município tenha um estoque elevado de restos a pagar, mas também tenha um estoque elevado de disponibilidades, de tal forma que seu orçamento futuro está em equilíbrio. Por outro lado, é possível que outro município tenha um montante de restos a pagar muito superior à sua disponibilidade de caixa, configurando assim um caso de dificuldades fiscais futuras. Trata-se, portanto, de variável importante a ser incluída como controle do montante de restos a pagar.

Por sua vez, a distância da razão PES/RCL em relação ao teto máximo permitido pela LRF, calculada como $Distância_{LRF} = Razão_{PES/RCL} - Limite_{LRF}$, permite analisar os efeitos do comportamento fiscal dos municípios, considerando-se o limite de 60% estabelecido para essa variável pela legislação. Assim como a variável disponibilidade de caixa, essa razão é um importante controle que revela a capacidade das municipalidades de assumir compromissos financeiros no curto prazo. Como apresenta pouca variação no tempo, é esperado que municípios com orçamento mais comprometido com esse tipo de despesa apresentem maiores valores em restos a pagar processados. Vale ressaltar que, em último caso, municípios podem atrasar pagamento de funcionários, sendo o pagamento não realizado inscrito justamente na rubrica restos a pagar. Como último conjunto de variáveis de controle, as estimações incluem *dummies* para cada um dos mandatos da amostra – quais sejam, os períodos 2005-2008, 2009-2012 e 2013-2016 –, com vistas a controlar as estimações por idiosincrasias de cada período de governo local.¹⁰ Com o intuito de evitar multicolinearidade perfeita entre esse conjunto de variáveis, excluiu-se a *dummy* referente ao mandato 2001-2004.

A tabela 1 apresenta estatísticas descritivas das variáveis que compõem a amostra considerada neste estudo. O estoque de restos a pagar processados dos municípios da amostra apresentou, no período estudado, valor médio *per capita* de R\$ 87,52. No caso dos municípios cujo prefeito está em primeiro mandato, nota-se valor médio de R\$ 90,49, ao passo que, em municípios cujo prefeito está em segundo mandato, se observa valor médio de R\$ 80,96. Ainda que sejam apenas médias simples, esses valores já sugerem haver alguma diferença dos valores inscritos nessa rubrica entre esses dois grupos de prefeitos.

9. Ambas foram obtidas com o banco de dados Finbra. A exemplo das demais variáveis fiscais exploradas neste estudo, os valores da variável disponibilidade de caixa estão em reais de 2012 deflacionadas pelo IGP-DI.

10. Como as equações estimadas já incluem uma série de *dummies* – inclusive a *dummy Ano eleitoral*, que é uma *dummy* de tempo –, optou-se por uma especificação mais parcimoniosa, mas que ainda controlasse por efeitos específicos de cada período da amostra.

A disponibilidade de caixa dos municípios, também mensurada em termos *per capita*, apresentou valor médio de R\$ 279,28. Em particular, nota-se um valor médio igual a R\$ 280,01, no caso dos municípios governados por prefeitos em primeiro mandato, e igual a R\$ 277,68, em exemplos de municípios governados por prefeitos em segundo mandato. Por sua vez, a razão gasto pessoal/RCL mostra que, em média, o comprometimento da RCL em relação à despesa de pessoal é da ordem de 49%, tanto na amostra geral como nas amostras separadas por mandato do chefe do Executivo local. Tais médias, com os baixos desvios-padrão, sinalizam a efetividade da LRF em fazer com que os municípios brasileiros se enquadrassem aos limites estabelecidos para esse item de despesa.

Quanto às variáveis referentes ao alinhamento partidário, nota-se ser maior, em média, a participação dos partidos dos prefeitos na coligação de governadores eleitos comparativamente à coligação que elegeu o presidente (47% contra 34%). Nota-se também que, na amostra, há maior proporção de prefeitos eleitos por partidos de direita (31%) do que eleitos por partidos de esquerda (25%). Por fim, nota-se que os municípios da amostra têm uma população média igual a 39.256 habitantes, um PIB *per capita* médio da ordem de R\$ 14.335, uma taxa de urbanização média de 66% e uma parcela média de 9% da população composta por indivíduos com mais de 65 anos de idade.

A tabela 2 apresenta as médias e os desvios-padrão do estoque de restos a pagar *per capita* separadamente entre anos não eleitorais e anos eleitorais e entre prefeitos em primeiro mandato e em segundo. Com base nestas estatísticas, além do fato de prefeitos em primeiro mandato acumularem mais restos a pagar do que prefeitos em segundo mandato, também é possível notar que não apenas há redução em anos eleitorais, mas também que essa redução é praticada pelos dois grupos de prefeitos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas (2001-2016)

| | Amostra geral | | Prefeitos em primeiro mandato | | Prefeitos em segundo mandato | | Teste de igualdade: primeiro mandato versus segundo mandato (p-valor) |
|---|---------------|-------|-------------------------------|-------|------------------------------|-------|---|
| Restos a pagar processados (estoque <i>per capita</i>) | 87,52 | 96,79 | 90,49 | 97,80 | 80,96 | 94,19 | 0,00 |
| Alinhamento com o governo federal | 0,34 | 0,47 | 0,34 | 0,48 | 0,34 | 0,47 | 0,26 |
| Alinhamento com o governo estadual | 0,47 | 0,50 | 0,46 | 0,50 | 0,49 | 0,50 | 0,00 |
| Direita | 0,31 | 0,46 | 0,30 | 0,46 | 0,31 | 0,46 | 0,01 |
| Esquerda | 0,25 | 0,43 | 0,26 | 0,44 | 0,21 | 0,41 | 0,00 |

(Continua)

(Continuação)

| | Amostra geral | | Prefeitos em primeiro mandato | | Prefeitos em segundo mandato | | Teste de igualdade: primeiro mandato versus segundo mandato (p-valor) |
|--|---------------|------------|-------------------------------|------------|------------------------------|------------|---|
| Disponibilidade de caixa – <i>per capita</i> (R\$) | 279,28 | 971,39 | 280,01 | 889,55 | 277,68 | 1.131,06 | 0,79 |
| Relação gasto pessoal/RCL | 0,49 | 0,09 | 0,50 | 0,10 | 0,49 | 0,09 | 0,00 |
| PIB <i>per capita</i> (R\$) | 14.335,20 | 14.097,73 | 14.366,55 | 14.297,80 | 14.264,66 | 13.636,95 | 0,44 |
| População | 39.256,84 | 229.370,30 | 39.329,22 | 254.644,50 | 39.097,31 | 160.167,50 | 0,91 |
| Proporção de idosos | 0,09 | 0,03 | 0,08 | 0,03 | 0,08 | 0,03 | 0,00 |
| População urbana | 0,66 | 0,22 | 0,66 | 0,22 | 0,65 | 0,23 | 0,00 |
| Observações | | 54.580 | | 37.544 | | 17.036 | |

Fontes: STN, TSE e IBGE.
Elaboração dos autores.

TABELA 2

Estoque de restos a pagar *per capita* por ano eleitoral e limitação de mandato (2001-2016)

| Média (desvio-padrão) | Prefeitos em primeiro mandato | Prefeitos em segundo mandato | Total |
|-----------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Anos não eleitorais | 94,03 (98,21) | 83,64 (90,63) | 90,79 (96,03) |
| Anos eleitorais | 79,87 (95,79) | 72,94 (103,72) | 77,71 (98,38) |
| Total | 90,49 (97,80) | 80,96 (94,18) | 87,52 (96,78) |

Fontes: STN e TSE.
Elaboração dos autores.

5 RESULTADOS

Esta seção mostra os resultados das estimações realizadas. Além dos coeficientes, são apresentados entre parênteses os valores dos erros-padrão clusterizados por município, conforme recomendado por Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004). A significância estatística dos parâmetros estimados é dada pela seguinte notação: (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; e (*) = estatisticamente significante a 10%.

5.1 Efeitos da limitação de mandato sobre restos a pagar

Conforme discutido anteriormente, foram realizadas estimações com os valores de restos a pagar processados mensurados como estoque e fluxo (primeira diferença do estoque). Para isso, foram utilizadas técnicas de estimação considerando-se as especificidades de cada uma dessas formas de mensuração da variável dependente, que dão origem às diferentes estimações conforme apresentadas na tabela 3.

Os resultados apresentados nas colunas A até E referem-se às estimações em que a variável dependente restos a pagar é mensurada como estoque, ao passo que os resultados apresentados nas colunas F a H fazem alusão às estimações em que a variável dependente é mensurada como fluxo. Os resultados apresentados nas colunas A e F referem-se às estimações do tipo mínimos quadrados ordinários (MQO) agrupado, os resultados apresentados nas colunas B e G concernem às estimações do tipo efeitos aleatórios e os resultados apresentados nas colunas C e H referem-se às estimações do tipo efeitos fixos.

Em razão da grande presença de observações concentradas em zero para o estoque de restos a pagar processados (1.779 observações), adotou-se também o modelo de censura à esquerda em zero (*Tobit*) como método adicional de estimação. Como explica Alves (2001), o modelo censurado pode ser utilizado em dois casos: quando não se observam valores acima ou abaixo de determinado número para parte das observações ou quando se tem um caso de solução de canto. Nesse estudo, assume-se ser possível a ocorrência do segundo caso, em que a decisão ótima de algumas prefeituras para alguns anos da amostra foi a de não inscrever valores em restos a pagar. Os resultados obtidos a partir desse método de estimação são apresentados nas colunas D e E e referem-se às estimações do tipo *Tobit* agrupado e *Tobit* efeitos aleatórios, respectivamente.¹¹ Por fim, a tabela 3 também apresenta o *p*-valor do teste de Hausman, que testa a consistência das estimações obtidas via modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios.¹²

TABELA 3
Primeiro versus segundo mandato: efeito sobre variáveis fiscais

| Coeficientes (erro-padrão) | Restos a pagar em estoque | | | | | Restos a pagar em fluxo | | |
|---|---------------------------|------------------------------|-------------------------|---------------------------------|--|-------------------------|------------------------------|-------------------------|
| | MQO agrupado (A) | Efeitos aleatórios (B) | Efeitos fixos (C) | <i>Tobit</i> agrupado (D) | <i>Tobit</i> efeitos aleatórios (E) | MQO agrupado (F) | Efeitos aleatórios (G) | Efeitos fixos (H) |
| Primeiro mandato (β_{PM}) | 8,51*** (1,32) | 9,06*** (1,13) | 9,45*** (1,15) | 8,75*** (1,09) | 9,36*** (0,93) | 2,42*** (0,72) | 2,42*** (0,72) | 2,47*** (0,79) |
| Ano eleitoral (β_{AE}) | -11,71*** (1,34) | -11,54*** (1,33) | -9,97*** (1,43) | -12,88*** (1,74) | -12,63*** (1,39) | -15,60*** (1,56) | -15,60*** (1,56) | -16,09*** (1,58) |
| Primeiro manda- to x ano eleitoral (β_{PMAE}) | -1,04 (1,57) | -1,21 (1,55) | -1,13 (1,55) | -0,60 (2,09) | -0,81 (1,66) | -7,05*** (1,81) | -7,05*** (1,81) | -6,79*** (1,82) |
| Alinhamento com o governo federal | 3,60** (1,42) | 5,86*** (1,19) | 6,40*** (1,25) | 3,83*** (1,03) | 6,01*** (0,95) | -0,03 (0,75) | -0,03 (0,75) | -0,55 (0,97) |

(Continua)

11. Os efeitos marginais são reportados no apêndice B deste artigo.

12. O teste de Hausman estabelece como hipótese nula H_0 (o modelo de efeitos aleatórios é consistente e eficiente diante do modelo de efeitos fixos) e como hipótese alternativa H_1 (o modelo de efeitos aleatórios não é consistente). Assim, se H_0 for rejeitada, conclui-se que o modelo de efeitos fixos é o único que oferece resultados consistentes.

(Continuação)

| Coeficientes (erro-padrão) | Restos a pagar em estoque | | | | | Restos a pagar em fluxo | | |
|---|---------------------------|------------------------------|-------------------------|---------------------------------|--|-------------------------|------------------------------|-------------------------|
| | MQO agrupado (A) | Efeitos aleatórios (B) | Efeitos fixos (C) | <i>Tobit</i> agrupado (D) | <i>Tobit</i> efeitos aleatórios (E) | MQO agrupado (F) | Efeitos aleatórios (G) | Efeitos fixos (H) |
| Alinhamento com o governo estadual | 3,76*** (1,35) | -1,07 (1,08) | -2,15* (1,13) | 3,60*** (0,87) | -1,23 (0,83) | -0,59 (0,57) | -0,59 (0,57) | 0,48 (0,78) |
| Direita | -1,60 (1,63) | 0,73 (1,47) | 1,28 (1,58) | -1,82* (1,01) | 0,47 (1,02) | 0,21 (0,61) | 0,21 (0,61) | 0,64 (0,96) |
| Esquerda | 3,11 (1,92) | 0,52 (1,63) | -0,30 (1,75) | 2,94*** (1,13) | 0,27 (1,15) | -0,49 (0,71) | -0,49 (0,71) | -0,40 (1,09) |
| Disponibilidade de caixa <i>per</i> <i>capita</i> | 0,01** (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01*** (0,01) | 0,01*** (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01 (0,01) |
| Distância PES/ RCL da LRF | 140,82*** (10,19) | 127,89*** (8,64) | 124,04*** (9,01) | 145,01*** (5,11) | 131,02*** (5,18) | 50,62*** (4,21) | 50,62*** (4,21) | 87,15*** (7,55) |
| População (<i>ln</i>) | -9,41*** (1,12) | -10,70*** (1,27) | -39,44*** (10,78) | -8,83*** (0,44) | -10,08*** (0,97) | 0,79*** (0,26) | 0,79*** (0,26) | -1,04 (5,23) |
| PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>) | 6,12*** (1,59) | 9,30*** (1,69) | 8,81*** (3,09) | 5,55*** (0,71) | 8,73*** (1,27) | 1,38*** (0,38) | 1,38*** (0,38) | 1,40 (2,42) |
| Idosos (%) | 34,46 (42,17) | -33,83 (48,49) | -251,65** (111,22) | 45,77*** (19,11) | -12,66 (35,25) | 11,39 (10,03) | 11,39 (10,03) | 135,25** (57,54) |
| População urbana (%) | 39,96*** (5,14) | 37,32*** (6,21) | 23,71 (18,35) | 41,81*** (2,35) | 39,67*** (4,71) | -7,03*** (1,02) | -7,03*** (1,02) | -26,70*** (7,16) |
| <i>Dummy</i> mandato 2005-2008 | -10,32*** (1,29) | -9,20*** (1,26) | -6,20*** (1,52) | -10,32*** (1,36) | -9,37*** (1,12) | 9,56*** (0,81) | 9,56*** (0,81) | 8,51*** (1,01) |
| <i>Dummy</i> mandato 2009-2012 | 4,00** (1,97) | 6,03*** (1,91) | 12,55*** (2,65) | 4,49*** (1,43) | 6,44*** (1,32) | 17,73*** (0,87) | 17,73*** (0,87) | 14,25*** (1,63) |
| <i>Dummy</i> mandato 2013-2016 | -14,91*** (2,28) | -16,40*** (2,17) | -7,88** (3,73) | -12,44*** (1,52) | -14,45*** (1,64) | -4,04*** (1,02) | -4,04*** (1,02) | -12,25*** (2,56) |
| Constante | 146,92*** (12,35) | 161,17*** (13,39) | 455,71*** (106,50) | 138,42*** (4,96) | 151,23*** (10,06) | -4,97 (3,26) | -4,97 (3,26) | 21,56 (53,53) |
| R ² | 0,04 | 0,04 | 0,03 | - | - | 0,02 | 0,02 | 0,02 |
| Observações | 51.441 | 51.441 | 51.441 | 51.441 | 51.441 | 49.367 | 49.367 | 49.367 |
| Teste de Haus- man (<i>p-value</i>) | | | 0,00 | | | | | 0,00 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

Os resultados apresentados nas colunas de A a E evidenciam sinal positivo e significância estatística do coeficiente associado à *dummy Primeiro mandato*, indicando que prefeitos em primeiro mandato se diferenciam por apresentar maior estoque médio de restos a pagar comparativamente a prefeitos em segundo mandato. Quanto ao valor dos coeficientes, nota-se significativa semelhança entre as diferentes estimações, variando entre 8,51 (MQO agrupado) e 9,36 (*Tobit* efeitos aleatórios). Se considerarmos que o estoque médio *per capita* de restos a pagar

associado a prefeitos em segundo mandato é de R\$ 80,96 (tabela 1), esses valores indicam elevação não desprezível de 10,51% a 11,56% associada a prefeitos em primeiro mandato.

Esses resultados são reforçados pelas estimações que mensuram restos a pagar como fluxo: conforme apresentado nas colunas F a H da tabela 3, prefeitos em primeiro mandato elevam a inscrição de valores nessa rubrica ao longo do tempo comparativamente a prefeitos em segundo mandato – no caso da estimação do tipo efeitos fixos, essa elevação é de aproximadamente R\$ 2,47 *per capita* ao ano. Tais resultados sugerem haver diferenciação entre prefeitos em primeiro e em segundo mandato quanto à inscrição de valores nessa rubrica do orçamento público e corrobora a hipótese de que prefeitos que podem concorrer à reeleição têm incentivos para gerir as contas públicas de forma diferente de prefeitos que devem necessariamente deixar o Poder Executivo por já estarem em seu segundo (último) mandato.

Em relação à *dummy Ano eleitoral*, que mensura o comportamento dos restos a pagar em anos eleitorais, todas as estimações geraram coeficientes negativos e estatisticamente significantes, havendo apenas diferenciação de magnitude entre os diferentes métodos de estimação. Tomando-se como referência a estimação obtida via *Tobit* efeitos aleatórios, o efeito marginal associado à *dummy* de ano eleitoral (apêndice B) sugere redução da ordem de R\$ 10,26 do estoque de restos a pagar *per capita* nesses anos comparativamente à média dos anos em que não há eleições locais – considerando-se que o valor médio observado nos anos não eleitorais é igual a R\$ 90,79 por habitante (tabela 2), a redução observada em anos eleitorais é da ordem de 11,30%. As estimações em que os restos a pagar são mensurados como fluxo reforçam a evidência de que ocorre redução em anos eleitorais – a estimação do tipo efeitos fixos sugere redução de aproximadamente R\$ 16,09 *per capita*. Tais resultados estão em conformidade com o esperado, dado que a LRF proíbe inscrição de valores em restos a pagar processados sem contrapartida de receita orçamentária nos dois últimos quadrimestres do mandato – que correspondem aos últimos oito meses do ano em que ocorrem eleições municipais.

Por sua vez, os coeficientes associados à interação entre as *dummies Primeiro mandato* e *Ano eleitoral* são todos negativos, o que sugere que prefeitos em primeiro mandato reduzem a inscrição de restos a pagar especificamente nos anos eleitorais. Contudo, os coeficientes são estatisticamente significantes somente no caso das estimações em que os restos a pagar são mensurados como fluxo. A título de ilustração, o coeficiente obtido via efeitos fixos (coluna H da tabela 3) sugere redução de R\$ 6,79 *per capita* nesses anos específicos.

Quanto às variáveis de controle de natureza política, os resultados sugerem que ter um prefeito filiado a um partido que compõe a coligação que elegeu o

presidente significou maior estoque de restos a pagar *per capita* (colunas A e E da tabela 3). A título de ilustração, os resultados da estimação obtida via *Tobit* efeitos aleatórios sugere um efeito marginal da ordem de R\$ 4,88 *per capita* sobre o estoque de restos a pagar quando há tal alinhamento. Por sua vez, quando a variável dependente é mensurada como fluxo, os coeficientes passam a ser negativos, mas deixam de ser estatisticamente significantes. Quanto ao efeito do alinhamento do partido do prefeito com os partidos que compõem a coligação que elegeu o governador, nota-se que os resultados parecem não ser robustos, visto que tanto os sinais como a significância estatística variam entre as estimações. Por fim, os coeficientes associados às *dummies* de partidos de direita e esquerda também são estatisticamente nulos na maior parte dos casos, o que sugere não haver diferenciação dos restos a pagar – seja como fluxo, seja como estoque – entre os diferentes grupos partidários/ideológicos.¹³

No que diz respeito às variáveis de controle de natureza fiscal, os coeficientes associados à variável explicativa disponibilidade de caixa apresentaram sinal positivo, mas foram estatisticamente nulos na maior parte dos casos. Portanto, municípios com menor disponibilidade de caixa não são aqueles que necessariamente recorrem à postergação de pagamentos para administrar suas finanças. Por sua vez, os coeficientes associados à variável explicativa que mensura a distância da razão gastos de pessoal/RCL do limite estabelecido pela LRF foram estatisticamente significantes em todas as estimações, com sinal sempre positivo. Logo, quanto mais distante de cumprir a limitação imposta pela LRF um município estiver, maior o estoque/fluxo de restos a pagar. Uma possível explicação para esse resultado é que municípios com dificuldades em cumprir o limite estabelecido pela LRF para os gastos com pessoal precisam recorrer à postergação do pagamento de outros compromissos para conseguir administrar seus recursos.

Em relação às características demográficas e de renda dos municípios, os coeficientes referentes ao logaritmo da população e ao PIB *per capita* foram sempre estatisticamente significantes em todas as estimações para o estoque de restos a pagar, assumindo sinais negativos e positivos, respectivamente. Tais resultados indicam, portanto, que municipalidades menos populosas e de maior nível de renda tendem a ter maior estoque de restos a pagar.¹⁴ Por sua vez, os resultados das colunas F a H sugerem que municípios com maior taxa de urbanização tendem a sofrer diminuição dos restos a pagar com o passar dos anos.

13. As exceções ficam por conta dos parâmetros estimados via *tobit* agrupado, que são estatisticamente não nulos.

14. Uma maior taxa de urbanização tende a elevar o estoque de restos a pagar, dado que todos os coeficientes são positivos e estatisticamente significantes, à exceção da coluna C da tabela 3.

5.2 Efeitos da limitação de mandato sobre restos a pagar: diferenciando quem tenta de quem não tenta se reeleger

Os resultados apresentados na tabela 3 sugerem que prefeitos em primeiro mandato inscrevem valores mais elevados na rubrica restos a pagar comparativamente a prefeitos em segundo mandato. Ademais, os resultados sugerem que há redução dos valores inscritos em anos em que ocorrem eleições locais comparativamente aos anos em que não ocorrem.

Muito embora esses resultados já tragam evidências importantes sobre como diferentes incentivos eleitorais alteram a gestão da política fiscal em nível local, uma questão específica quanto aos anos eleitorais ainda permanece. Por um lado, parece haver redução da inscrição de valores em restos a pagar por prefeitos em primeiro mandato, quando mensurados como fluxo. Por outro, parece não haver nenhum efeito estatisticamente significativo quando os restos a pagar são mensurados como estoque. Assim, não fica totalmente claro qual é o efeito sobre os restos a pagar associado a prefeitos em primeiro mandato especificamente nos anos em que ocorrem eleições locais.

Um caminho para explorar essa questão é estudar em que medida a intenção ou não intenção de reeleição por parte dos prefeitos em primeiro mandato interfere na inscrição de valores na rubrica restos a pagar. Com vistas a abordar essa questão, a especificação estabelecida pela equação 1 é alterada com o objetivo de diferenciar prefeitos em primeiro mandato que concorrem à reeleição – na eleição subsequente – de prefeitos em primeiro mandato que não concorrem. Assim, a *dummy* referente a prefeitos em primeiro mandato é decomposta em duas, sendo uma destas referente àqueles que tentam se reeleger e outra concernente àqueles que não tentam. Além da inclusão dessas *dummies*, inclui-se também suas respectivas interações com a *dummy Ano eleitoral*. Assim, estima-se a seguinte especificação, cujos resultados são apresentados na tabela 4:

$$\begin{aligned}
 RP_{it} = & \alpha + c_i + \beta_{PMTR} \cdot \text{Primeiro mandato e tenta reeleição}_{it} + \\
 & \beta_{PMNTR} \cdot \text{Primeiro mandato e não tenta reeleição}_{it} + \beta_{AE} \cdot \text{Ano eleitoral}_t + \\
 & \beta_{PMTRAE} \cdot \text{Primeiro mandato e tenta reeleição} \times \text{Ano eleitoral}_t + \\
 & \beta_{PMNTRAE} \cdot \text{Primeiro mandato e não tenta reeleição}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + \text{Controles} + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned} \tag{2}$$

Em adição ao *p*-valor associado ao teste de Hausman, a tabela 4 também apresenta o *p*-valor referente aos testes de hipótese de igualdade entre os parâmetros β_{PMTR} e β_{PMNTR} , bem como entre os parâmetros β_{PMTRAE} e $\beta_{PMNTRAE}$. O primeiro desses dois testes procura avaliar se há diferença na inscrição de valores na rubrica restos a pagar entre prefeitos em primeiro mandato que tentam a reeleição e prefeitos em primeiro mandato que não tentam. O segundo teste, por sua vez, permite avaliar se há alguma diferença estatisticamente significativa entre esses dois grupos de prefeitos especificamente nos anos eleitorais.

TABELA 4
Primeiro versus segundo mandato e tentativa versus não tentativa de reeleição:
efeito sobre variáveis fiscais

| Coeficientes (erro-padrão) | Restos a pagar em estoque | | | | | Restos a pagar em fluxo | | |
|--|---------------------------|------------------------------|-------------------------|--------------------------|---------------------------------------|-------------------------|------------------------------|-------------------------|
| | MQO agrupado (A) | Efeitos aleatórios (B) | Efeitos fixos (C) | Tobit agrupado (D) | Tobit efeitos aleatórios (E) | MQO agrupado (F) | Efeitos aleatórios (G) | Efeitos fixos (H) |
| Primeiro mandato e tentativa reeleição (β_{PMTR}) | 9,12*** (1,37) | 9,12*** (1,16) | 9,50*** (1,18) | 9,46*** (1,16) | 9,46*** (0,98) | 2,66*** (0,75) | 2,66*** (0,75) | 2,62*** (0,81) |
| Primeiro mandato e não tentativa reeleição (β_{PMNTR}) | 7,02*** (1,98) | 8,34*** (1,79) | 8,62*** (1,88) | 7,02*** (1,43) | 8,47*** (1,31) | 1,79* (1,07) | 1,79* (1,07) | 1,31 (1,25) |
| Ano eleitoral (β_{AE}) | -11,72*** (1,34) | -11,55*** (1,34) | -9,96*** (1,43) | -12,89*** (1,74) | -12,65*** (1,39) | -15,61*** (1,56) | -15,61*** (1,56) | -16,08*** (1,58) |
| Primeiro mandato e tentativa reeleição x ano eleitoral (β_{PMTRAE}) | 1,00 (1,66) | 0,67 (1,65) | 0,75 (1,65) | 1,54 (2,22) | 1,18 (1,77) | -5,30*** (1,92) | -5,30*** (1,92) | -5,00*** (1,93) |
| Primeiro mandato e não tentativa reeleição x ano eleitoral ($\beta_{PMNTRAE}$) | -5,92*** (2,03) | -5,68*** (2,02) | -5,57*** (2,02) | -5,72*** (2,76) | -5,55*** (2,20) | -11,22*** (2,53) | -11,22*** (2,53) | -11,06*** (2,55) |
| Alinhamento com o governo federal | 3,54** (1,42) | 5,82*** (1,19) | 6,35*** (1,25) | 3,76*** (1,03) | 5,96*** (0,95) | -0,07 (0,75) | -0,07 (0,75) | -0,61 (0,97) |
| Alinhamento com o governo estadual | 3,78*** (1,35) | -1,05 (1,08) | -2,13* (1,13) | 3,62*** (0,87) | -1,21 (0,83) | -0,58 (0,57) | -0,58 (0,57) | 0,50 (0,78) |
| Direita | -1,56 (1,63) | 0,71 (1,47) | 1,24 (1,58) | -1,77* (1,01) | 0,45 (1,02) | 0,24 (0,61) | 0,24 (0,61) | 0,60 (0,96) |
| Esquerda | 3,04 (1,92) | 0,43 (1,63) | -0,39 (1,76) | 2,87** (1,13) | 0,18 (1,15) | -0,53 (0,71) | -0,53 (0,71) | -0,52 (1,09) |
| Disponibilidade de caixa <i>per capita</i> | 0,01** (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01*** (0,01) | 0,01*** (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01 (0,01) | 0,01 (0,01) |
| Distância PES/RCL da LRF | 141,35*** (10,20) | 128,31*** (8,65) | 124,50*** (9,01) | 145,61*** (5,11) | 131,49*** (5,19) | 50,97*** (4,23) | 50,97*** (4,23) | 87,64*** (7,57) |
| População (<i>ln</i>) | -9,41*** (1,12) | -10,71*** (1,28) | -39,70*** (10,79) | -8,84*** (0,44) | -10,09*** (0,97) | 0,79*** (0,26) | 0,79*** (0,26) | -1,31 (5,24) |
| PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>) | 6,16*** (1,59) | 9,26*** (1,69) | 8,63*** (3,09) | 5,61*** (0,71) | 8,70*** (1,27) | 1,41*** (0,38) | 1,41*** (0,38) | 1,24 (2,42) |
| Idosos (%) | 35,89 (42,19) | -33,00 (48,49) | -251,82** (111,14) | 47,37** (19,11) | -11,79 (35,24) | 12,23 (10,04) | 12,23 (10,04) | 134,06** (57,50) |
| População urbana (%) | 39,91*** (5,14) | 37,38*** (6,21) | 23,60 (18,36) | 41,75*** (2,35) | 39,72*** (4,71) | -7,06*** (1,02) | -7,06*** (1,02) | -26,89*** (7,15) |
| Dummy mandato 2005-2008 | -10,59*** (1,29) | -9,34*** (1,26) | -6,31*** (1,52) | -10,62*** (1,36) | -9,53*** (1,12) | 9,39*** (0,81) | 9,39*** (0,81) | 8,39*** (1,01) |
| Dummy mandato 2009-2012 | 3,86* (1,97) | 5,95*** (1,91) | 12,55*** (2,65) | 4,34*** (1,43) | 6,35*** (1,32) | 17,65*** (0,87) | 17,65*** (0,87) | 14,26*** (1,63) |
| Dummy mandato 2013-2016 | -14,82*** (2,28) | -16,31*** (2,17) | -7,67** (3,73) | -12,33*** (1,52) | -14,35*** (1,64) | -3,97*** (1,02) | -3,97*** (1,02) | -11,98*** (2,56) |
| Constante | 146,90*** (12,35) | 161,47*** (13,39) | 458,86*** (106,61) | 138,40*** (4,96) | 151,57*** (10,05) | -4,96 (3,25) | -4,96 (3,25) | 24,96 (53,61) |
| R ² | 0,04 | 0,04 | 0,01 | - | - | 0,02 | 0,02 | 0,02 |

(Continua)

(Continuação)

| Coeficientes (erro-padrão) | Restos a pagar em estoque | | | | | Restos a pagar em fluxo | | |
|---|---------------------------|------------------------------|-------------------------|---------------------------------|--|-------------------------|------------------------------|-------------------------|
| | MQO agrupado (A) | Efeitos aleatórios (B) | Efeitos fixos (C) | <i>Tobit</i> agrupado (D) | <i>Tobit</i> efeitos aleatórios (E) | MQO agrupado (F) | Efeitos aleatórios (G) | Efeitos fixos (H) |
| Observações | 51.441 | 51.441 | 51.441 | 51.441 | 51.441 | 49.367 | 49.367 | 49.367 |
| Teste de Hausman (p -value) | | | 0,00 | | | | | 0,00 |
| $\beta_{PMTR} = \beta_{PMNTR}$ (p -value) | 0,26 | 0,64 | 0,61 | 0,06 | 0,41 | 0,39 | 0,39 | 0,25 |
| $\beta_{PMTRAE} = \beta_{PMNTRAE}$ (p -value) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

Os parâmetros β_{PMTR} e β_{PMNTR} são todos positivos e estatisticamente significantes entre as diferentes estimações em que os restos a pagar são mensurados como estoque (colunas A a E), sugerindo que tanto prefeitos em primeiro mandato que tentam a reeleição como prefeitos em primeiro mandato que não tentam registram maiores valores em restos a pagar, comparativamente a prefeitos em segundo mandato. Tomando-se a estimacão *Tobit* efeitos aleatórios como referência, o efeito marginal (apêndice B) associado a prefeitos pertencentes ao primeiro desses dois grupos é da ordem de R\$ 7,69 *per capita*, ao passo que o efeito marginal associado a prefeitos pertencentes ao segundo grupo é da ordem de R\$ 6,88 *per capita*. No caso das estimacões em que os restos a pagar são mensurados como fluxo (colunas F a H), os coeficientes β_{PMTR} e β_{PMNTR} permanecem positivos e estatisticamente significantes.¹⁵ Ademais, seja para restos a pagar em estoque, seja para restos a pagar em fluxo, os testes de hipótese não permitem rejeitar a hipótese nula de igualdade desses dois parâmetros – ou seja, maior inscrição de valores em restos a pagar parece ser uma característica comum a todos os prefeitos em primeiro mandato, independentemente deles concorrerem ou não à reeleição.¹⁶

Esse resultado se altera nos anos eleitorais, contudo. Nas colunas A a E – quando os restos a pagar são mensurados como estoque –, o parâmetro β_{PMTRAE} , que mensura o efeito sobre restos a pagar em anos eleitorais decorrente de um prefeito estar em primeiro mandato e concorrer à reeleição, é estatisticamente nulo. Por sua vez, o coeficiente $\beta_{PMNTRAE}$ é negativo e estatisticamente significante. Tomando-se novamente como referência a estimacão do tipo *Tobit* efeitos aleatórios, a redução marginal praticada nos anos eleitorais por prefeitos em primeiro mandato que não concorrem à reeleição é da ordem de R\$ 4,50 *per capita*. Dado que o teste de hipótese permite rejeitar a hipótese de que esses coeficientes são estatisticamente iguais, chega-se a um importante resultado, o qual sugere que, especificamente em

15. À exceção do coeficiente β_{PMNTR} da coluna H, que é estatisticamente nulo.16. Exceto na estimacão da coluna D, cujo p -valor é de 6%.

anos eleitorais, embora prefeitos em primeiro mandato que efetivamente tentam se reeleger não promovem mudanças na inscrição de restos a pagar, prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger reduzem a inscrição.

No caso das colunas F a H da tabela 4, quando os restos a pagar são mensurados como fluxo, nota-se que os coeficientes β_{PMTRAE} e $\beta_{PMNTRAE}$ são negativos e estatisticamente significantes, o que sugere redução da inscrição em restos a pagar em anos eleitorais por parte de todos os prefeitos em primeiro mandato – comparativamente aos seus pares em segundo mandato. Contudo, dado que os testes de hipótese permitem rejeitar a hipótese de igualdade desses coeficientes, os resultados indicam que a redução praticada por prefeitos em primeiro mandato que não tentam a reeleição é maior do que a redução praticada por prefeitos em primeiro mandato que tentam. A título de ilustração, considerando-se a estimação obtida via efeitos fixos (coluna H), a redução praticada pelo primeiro desses dois grupos de prefeitos é da ordem de R\$ 11,00 *per capita*, ao passo que a redução praticada pelo segundo é da ordem de R\$ 5,00 *per capita*.

Esses resultados sugerem que prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger parecem ser os principais responsáveis pela redução da inscrição de restos a pagar em anos eleitorais. Assim sendo, nota-se que o perfil de política fiscal conduzido pelos chefes do Executivo local parece depender não apenas da possibilidade de permanência no poder por mais um mandato consecutivo, mas também do seu interesse. Esses resultados reforçam, portanto, a percepção de que a gestão da política fiscal em nível local está associada aos interesses políticos/eleitorais de seus governantes.

5.3 Testes de robustez

5.3.1 Estimações *regression discontinuity design* (RDD)

Uma preocupação quanto aos resultados apresentados anteriormente diz respeito à possível endogeneidade entre estar em primeiro ou em segundo mandato e a inscrição de valores em restos a pagar. É possível, por exemplo, que ser eleito para um segundo mandato seja endógeno à qualidade do candidato como gestor no primeiro mandato, o que pode estar correlacionado com seu interesse em registrar valores na rubrica restos a pagar. Assim, dado que a *dummy Primeiro mandato* pode ser endógena ao termo de erro da regressão, até mesmo a utilização dos modelos de dados em painel pode inviabilizar a interpretação correta da causalidade explorada neste estudo.

A fim de testar a robustez dos resultados apresentados anteriormente, foram realizadas estimações por meio do método de regressão descontínua (*sharp* RDD) para dados em painel, uma vez que esse método permite inferir causalidade e

aumenta a validade interna dos resultados encontrados. O referido método pode ser usado quando a probabilidade de receber determinado tratamento muda de forma descontínua, de acordo com o valor que determinada variável exógena assume (Imbens e Lemieux, 2008). Assim, sua aplicação nesse estudo permite explorar a descontinuidade na margem de votos de vitória das eleições municipais. A partir das equações 1 e 2, criam-se modificações acrescentando-se uma função $f(\text{margem})$, conforme apresentadas a seguir:

$$RP_{it} = \alpha + c_i + \beta_{PM} \cdot \text{Primeiro mandato}_{it} + \beta_{AE} \cdot \text{Ano eleitoral}_t + \beta_{PMAE} \cdot \text{Primeiro mandato}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + f(\text{Margem}) + \text{Controles} + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

$$RP_{it} = \alpha + c_i + \beta_{PMTR} \cdot \text{Primeiro mandato e tenta reeleição}_{it} + \beta_{PMNTR} \cdot \text{Primeiro mandato e não tenta reeleição}_{it} + \beta_{AE} \cdot \text{Ano eleitoral}_t + \beta_{PMTRAE} \cdot \text{Primeiro mandato e tenta reeleição}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + \beta_{PMNTRAE} \cdot \text{Primeiro mandato e não tenta reeleição}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + \text{Controles} + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

A variável *margem* é definida como a diferença do percentual de votos recebida pelo primeiro colocado (vencedor) e pelo segundo colocado na eleição municipal, assumindo valor positivo se o prefeito está em primeiro mandato e valor negativo se está em segundo mandato. Dessa forma, a ideia desse procedimento é comparar municípios com prefeitos em primeiro mandato que venceram por uma pequena margem de votos, por um lado, e municípios com prefeitos em segundo mandato que também venceram por uma pequena margem, por outro. Além disso, $f(\text{margem})$ é um polinômio de ordem p composto pela margem de vitória e interação entre a margem de vitória e a *dummy Primeiro mandato*, podendo assumir as formas linear, quadrática, cúbica ou de maior ordem. Neste estudo, serão apresentadas estimações em que $p \leq 3$. Todas as estimações foram realizadas via modelo de efeitos fixos.

Os resultados obtidos por meio do método RDD são reportados na tabela 5.¹⁷ Os resultados apresentados nas colunas A até C referem-se às estimações em que a variável dependente é mensurada como estoque, ao passo que os resultados apresentados nas colunas D até F fazem alusão às estimações em que a variável dependente é mensurada como fluxo. Os resultados apresentados nas colunas A e D referem-se à especificação linear ($p = 1$), os resultados apresentados nas colunas B e E concernem à especificação quadrática ($p = 2$) e os resultados apresentados nas colunas C e F referem-se à especificação cúbica ($p = 3$). As estimações apresentadas no painel A não separam os prefeitos em primeiro mandato entre os que tentam e os que não tentam se reeleger, ao passo que os resultados apresentados no painel B realizam essa separação.

17. Para painel do tipo efeitos fixos.

TABELA 5
Estimações RDD: efeitos fixos

| Coeficiente (erro-padrão) | Estoque | | | Fluxo | | |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Linear | Quadrático | Cúbico | Linear | Quadrático | Cúbico |
| Painel A: primeiro versus segundo mandato | | | | | | |
| | (A) | (B) | (C) | (D) | (E) | (F) |
| Primeiro mandato (β_{PM}) | 9,95*** (1,46) | 9,33*** (1,57) | 7,90*** (1,81) | 3,03*** (0,94) | 3,36*** (1,01) | 3,48*** (1,16) |
| Ano eleitoral (β_{AE}) | -9,97*** (1,43) | -9,96*** (1,43) | -9,95*** (1,43) | -16,10*** (1,58) | -16,09*** (1,58) | -16,09*** (1,58) |
| Primeiro mandato x ano eleitoral (β_{PMAE}) | -1,12 (1,55) | -1,14 (1,55) | -1,17 (1,55) | -6,79*** (1,82) | -6,78*** (1,82) | -6,78*** (1,82) |
| R ² | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,03 | 0,03 | 0,03 |
| Observações | 51.441 | 51.441 | 51.441 | 49.367 | 49.367 | 49.367 |
| Controles políticos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles fiscais | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles emográficos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Dummies de mandato | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Painel B: primeiro versus segundo mandato; e tentativa versus não tentativa de reeleição | | | | | | |
| | (A) | (B) | (C) | (D) | (E) | (F) |
| Primeiro mandato e tenta reeleição (β_{PMTR}) | 10,08*** (1,48) | 9,47*** (1,59) | 8,06*** (1,82) | 3,28*** (0,96) | 3,56*** (1,03) | 3,75*** (1,19) |
| Primeiro mandato e não tenta reeleição (β_{PMNTR}) | 9,13*** (2,07) | 8,41*** (2,16) | 7,18*** (2,33) | 1,80* (1,14) | 2,26* (1,19) | 2,46* (1,47) |
| Ano eleitoral (β_{AE}) | -9,96*** (1,43) | -9,96*** (1,43) | -9,94*** (1,43) | -16,09*** (1,58) | -16,08*** (1,58) | -16,08*** (1,58) |
| Primeiro mandato e tenta reeleição x ano eleitoral (β_{PMTRAE}) | 0,75 (1,65) | 0,73 (1,65) | 0,70 (1,65) | -5,00*** (1,93) | -4,99*** (1,93) | -4,99*** (1,93) |
| Primeiro mandato e não tenta reeleição x ano eleitoral ($\beta_{PMNTRAE}$) | -5,56*** (2,02) | -5,57*** (2,02) | -5,60*** (2,02) | -11,05*** (2,55) | -11,05*** (2,55) | -11,05*** (2,55) |
| R ² | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,03 | 0,03 | 0,03 |
| Observações | 51.441 | 51.441 | 51.441 | 49.367 | 49.367 | 49.367 |
| Controles políticos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles fiscais | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles demográficos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Dummies de mandato | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

No caso do painel A, tanto nas especificações em que a variável dependente é mensurada como estoque quanto nas especificações em que esta é mensurada como fluxo, as estimações geraram coeficientes positivos e estatisticamente significantes para a variável explicativa *Primeiro mandato*, o que indica maior inscrição de valores na rubrica restos a pagar nos municípios cujos prefeitos estão em primeiro mandato comparativamente às localidades com prefeitos em segundo mandato. No caso das estimações do tipo efeitos fixos na forma cúbica, os resultados sugerem que municípios cujo prefeito está em primeiro mandato apresentam estoque de restos a pagar de R\$ 7,90 *per capita* superior ao observado em municípios cujo prefeito está em segundo mandato. No caso do fluxo, os resultados sugerem valor de R\$ 3,48 *per capita* maior ao ano. Em termos comparativos, é possível notar que os coeficientes reportados na tabela 5 são semelhantes aos observados na coluna C – no caso de estoque de restos a pagar – e na coluna H – no caso do fluxo – da tabela 3 e reforçam, portanto, os resultados observados anteriormente.

No que diz respeito à variável explicativa *Ano eleitoral*, os coeficientes estimados também corroboram os resultados encontrados anteriormente. Em anos em que ocorrem eleições municipais, há redução tanto no estoque como no fluxo de restos a pagar comparativamente à média dos anos em que não há eleições municipais. Os resultados apresentados nas colunas A a C sugerem diminuição do estoque da ordem de R\$ 9,95 *per capita*, ao passo que os resultados apresentados nas colunas D a F sugerem redução de R\$ 16,10 *per capita* ao ano. Esses valores também são próximos aos observados na tabela 3.

Por fim, os coeficientes associados à interação entre as variáveis explicativas *Primeiro mandato* e *Ano eleitoral* também reforçam aqueles apresentados na tabela 3: todos os sinais são negativos, sendo estatisticamente significantes em todas as estimações para fluxo de restos a pagar. Em particular, os resultados sugerem redução de R\$ 6,78 *per capita* em anos eleitorais por parte de prefeitos em primeiro mandato; valor muito próximo do observado na tabela supracitada.

Os resultados do painel B da tabela 5 também são próximos aos apresentados na tabela 4. De modo geral, reforça-se a ideia de que tanto prefeitos em primeiro mandato que tentam a reeleição como aqueles em primeiro mandato que não tentam registram maiores valores em restos a pagar, comparativamente a prefeitos em segundo mandato. Por sua vez, nos anos eleitorais, os resultados indicam que a redução praticada por prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger parece ser mais incisiva do que a redução praticada por prefeitos em primeiro turno que tentam.

5.3.2 Validação da premissa de incentivos eleitorais

Uma das principais premissas deste estudo é que prefeitos em primeiro mandato se deparam com incentivos eleitorais diferentes daqueles com os quais prefeitos em segundo

mandato se deparam, e essa diferença se manifestaria por meio da inscrição de maiores valores na rubrica restos a pagar. Em particular, assume-se que o intuito de permanência no poder estimularia prefeitos em primeiro turno a aumentar a provisão de serviços públicos, de modo a sinalizar sua competência à população, e que essa provisão seria realizada por meio da inscrição de valores em restos a pagar. Dessa forma, caso a intenção de um incumbente em primeiro mandato não seja se reeleger nem ganhar reputação política para outro cargo político, o argumento baseado no desejo de permanência no poder naturalmente se enfraquece.

Conforme representado na equação 1, um parâmetro β_{PM} estatisticamente significativo poderia representar não apenas uma diferença de incentivos eleitorais enfrentados pelos dois grupos de prefeito em questão, como também outros fatores que fossem capturados pela variável explicativa *Primeiro mandato*. É possível, por exemplo, que o efeito de diferentes mandatos sobre a rubrica restos a pagar seja explicado por um eventual efeito “experiência” ou “aprendizado” de prefeitos em segundo mandato comparativamente a prefeitos em primeiro, e não somente pelos diferentes incentivos eleitorais com os quais esses dois diferentes grupos se deparam.

Com vistas a abordar essa hipótese, os resultados apresentados na tabela 6 referem-se a estimações do tipo *logit* em que a variável dependente assume o valor 1 caso o prefeito esteja em primeiro mandato e concorra à reeleição – na eleição subsequente –, e 0 caso também esteja em primeiro mandato, mas não concorra. Note-se, portanto, que essas estimações consideram apenas municípios cujo chefe do Executivo local está em primeiro mandato – ou seja, mantêm o efeito “aprendizado/experiência” do prefeito constante. Por sua vez, a principal variável explicativa é o montante de restos a pagar acumulado pelo prefeito durante seu mandato.¹⁸ Assim, se maiores restos a pagar são reflexo direto de pretensões eleitorais, então candidatos em primeiro mandato que visassem concorrer à reeleição usariam mais fortemente esse artifício.

TABELA 6
Probabilidade de tentativa de reeleição

| Coefficientes (erro-padrão) | Pooled (A) | Efeitos aleatórios (B) | Efeitos fixos (C) |
|--|---------------------|------------------------------|-------------------------|
| Restos a pagar (fluxo acumulado mandato) | 0,0002* (0,0002) | 0,0003* (0,0002) | 0,0009** (0,0004) |
| Alinhamento com o governo federal | 0,0922 (0,0607) | 0,0970 (0,0635) | 0,1806** (0,0868) |
| Alinhamento com o governo estadual | -0,0188 (0,0468) | -0,0260 (0,0488) | -0,1261* (0,0673) |

(Continua)

18. Dado que a variável restos a pagar é originalmente mensurada como estoque, calculou-se inicialmente a primeira diferença para se estimar os fluxos de cada ano e, posteriormente, realizou-se a soma ao longo dos quatro anos de dado mandato local.

(Continuação)

| Coefficientes (erro-padrão) | Pooled (A) | Efeitos aleatórios (B) | Efeitos fixos (C) |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------------|-------------------------|
| Direita | -0,0606 (0,0541) | -0,0561 (0,0566) | 0,0979 (0,0769) |
| Esquerda | 0,1373** (0,0621) | 0,1485** (0,0647) | 0,2293*** (0,0874) |
| População (<i>ln</i>) | -0,0043 (0,0241) | -0,0048 (0,0250) | 0,0301 (0,4706) |
| PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>) | -0,0522 (0,0383) | -0,0526 (0,0397) | -0,0242 (0,1853) |
| Idosos (%) | -2,2696** (0,9994) | -2,3049** (1,0368) | 2,0777 (4,6101) |
| População urbana (%) | 0,0956 (0,1310) | 0,0969 (0,1357) | 0,5554 (0,9186) |
| Dummy 2008 | 0,4847*** (0,0708) | 0,5238*** (0,0748) | 0,6779*** (0,1040) |
| Dummy 2012 | 0,1794** (0,0799) | 0,2014** (0,0836) | 0,2037 (0,1578) |
| Dummy 2016 | -0,2367*** (0,0717) | -0,2411*** (0,0748) | -0,2377 (0,2048) |
| Constante | 1,0915*** (0,2617) | 1,1398*** (0,2719) | - |
| Observações | 9.319 | 9.319 | 4.633 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A variável dependente é uma *dummy* que assume 1, caso o prefeito esteja em primeiro mandato e se candidate à reeleição, e 0, caso também esteja em primeiro mandato, mas não se candidate.

2. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

3. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

Em todas as três estimações (*pooled logit* – coluna A, *logit* efeitos aleatórios – coluna B e *logit* efeitos fixos ou *conditional logit*¹⁹ – coluna C), notam-se coeficientes positivos e estatisticamente significantes – a, no máximo, 10% de significância estatística – para a variável explicativa em questão. Esse resultado sugere haver uma relação positiva entre acumulação de restos a pagar e tentativa de reeleição e corrobora a premissa de que a inscrição de valores nessa rubrica está associada aos incentivos eleitorais por parte dos chefes do Poder Executivo local.

Outra forma de reforçar a premissa de que a inscrição de valores em restos a pagar está associada ao desejo de permanência no Poder Executivo por parte de prefeitos em primeiro mandato seria por meio da apresentação de evidências de que tal procedimento seria feito com o objetivo de elevar a provisão de bens e serviços públicos, e que isso se daria via maiores investimentos públicos locais.

19. Estimções do tipo *conditional logit* consideram apenas unidades seccionais – em nosso caso, municípios –, em que a variável dependente varia ao menos uma vez no tempo, excluindo assim aquelas unidades para as quais o valor da variável dependente se repete ao longo do tempo. Isso explica a redução de observações entre as estimções realizadas por meio desse método e as estimções obtidas via *pooled logit* e *logit* efeitos aleatórios.

A tabela 7 apresenta os resultados de estimações que seguem a mesma especificação da equação 1, mas com o investimento municipal *per capita* como variável dependente. A coluna A revela os resultados obtidos via MQO agrupado, ao passo que as colunas B e C apresentam os resultados obtidos via efeitos aleatórios e efeitos fixos, respectivamente. Em todas essas estimações, é possível notar que o coeficiente β_{PMAE} , associado à interação entre as variáveis explicativas *Primeiro mandato* e *Ano eleitoral*, é positivo e estatisticamente significativo, sinalizando que prefeitos em primeiro mandato aumentam os investimentos públicos locais em anos eleitorais.

TABELA 7
Primeiro versus segundo mandato: efeito sobre investimento

| Coefficientes (erro-padrão) | MQO agrupado (A) | Efeitos aleatórios (B) | Efeitos fixos (C) |
|---|------------------------|------------------------------|-------------------------|
| Primeiro mandato (β_{PM}) | -20,15*** (2,37) | -17,38*** (1,89) | -16,83*** (1,93) |
| Ano eleitoral (β_{AE}) | -24,16*** (3,10) | -27,42*** (2,84) | -35,75*** (2,91) |
| Primeiro mandato x ano eleitoral (β_{PMAE}) | 6,37* (3,83) | 6,68** (3,40) | 6,57* (3,39) |
| Alinhamento com o governo federal | 31,25*** (2,67) | 38,27*** (1,91) | 40,72*** (2,01) |
| Alinhamento com o governo estadual | 9,32*** (2,31) | 9,52*** (1,67) | 10,28*** (1,76) |
| Direita | -4,48 (2,77) | 1,67 (2,05) | 4,21* (2,20) |
| Esquerda | -10,49*** (3,20) | -11,44*** (2,31) | -9,55*** (2,49) |
| Disponibilidade de caixa <i>per capita</i> | 0,03*** (0,01) | 0,02*** (0,01) | 0,01*** (0,01) |
| Distância PES/RCL da LRF | -350,85*** (20,05) | -253,03*** (10,45) | -211,18*** (11,29) |
| População (<i>ln</i>) | -45,42*** (1,79) | -46,83*** (1,73) | -33,60*** (11,92) |
| PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>) | 84,93*** (3,90) | 96,64*** (2,36) | 96,99*** (4,38) |
| Idosos (%) | 130,94* (75,02) | 675,77*** (64,97) | 2132,18*** (128,50) |
| População urbana (%) | -53,84*** (9,20) | -45,83*** (8,56) | 102,02*** (21,03) |
| Dummy mandato 2005-2008 | 71,33*** (2,40) | 66,43*** (2,26) | 52,82*** (2,54) |
| Dummy mandato 2009-2012 | 115,49*** (3,55) | 98,24*** (2,82) | 65,66*** (3,74) |
| Dummy mandato 2013-2016 | 92,18*** (4,46) | 56,82*** (3,19) | -0,83 (5,24) |
| Constante | 341,07*** (18,77) | 302,84*** (18,01) | -14,83 (119,69) |
| R ² | 0,26 | 0,25 | 0,18 |
| Observações | 51.190 | 51.190 | 51.190 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significativa a 1%; (**) = estatisticamente significativa a 5%; (*) = estatisticamente significativa a 10%.

De modo a complementar esse exercício, a tabela 8 apresenta os resultados de estimações que seguem a mesma especificação da equação 2 e separam prefeitos em primeiro mandato entre aqueles que tentam se reeleger e aqueles que não tentam. Nesse caso, é possível constatar que o coeficiente β_{PMTRAE} obtido pelos três métodos de estimação em questão é positivo e estatisticamente significativo, ao passo que o coeficiente β_{PMTRAE} é estatisticamente nulo – ou seja, a elevação dos investimentos no ano eleitoral não é algo comum a todos os prefeitos em primeiro mandato, mas sim apenas àqueles que efetivamente tentam se reeleger. Assim, tomados em conjunto, esses resultados reforçam a premissa de que são os incentivos eleitorais que fazem com que prefeitos em primeiro turno façam uso da inscrição de valores em restos a pagar comparativamente a prefeitos em segundo mandato, e não o efeito aprendizado/experiência.

TABELA 8
Primeiro versus segundo mandato e tentativa versus não tentativa de reeleição: efeito sobre investimento

| Coefficientes (erro-padrão) | MQO agrupado (A) | Efeitos aleatórios (B) | Efeitos fixos (C) |
|---|------------------------|------------------------------|-------------------------|
| Primeiro mandato e tenta reeleição (β_{PMTR}) | -17,49*** (2,44) | -14,62*** (2,17) | -14,39*** (2,19) |
| Primeiro mandato e não tenta reeleição (β_{PMNTR}) | -26,67*** (3,44) | -27,81*** (3,01) | -27,45*** (3,17) |
| Ano eleitoral (β_{AE}) | -24,19*** (3,10) | -27,51*** (3,08) | -35,73*** (3,12) |
| Primeiro mandato e tenta reeleição x ano eleitoral (β_{PMTRAE}) | 10,93*** (4,07) | 11,32*** (4,09) | 11,41*** (4,10) |
| Primeiro mandato e não tenta reeleição x ano eleitoral ($\beta_{PMNTRAE}$) | -4,56 (4,76) | -4,16 (4,70) | -4,70 (4,67) |
| Alinhamento com o governo federal | 31,04*** (2,67) | 37,97*** (2,27) | 40,43*** (2,36) |
| Alinhamento com o governo estadual | 9,38*** (2,30) | 9,69*** (1,78) | 10,47*** (1,81) |
| Direita | -4,36 (2,76) | 1,53 (2,37) | 3,95 (2,57) |
| Esquerda | -10,71*** (3,20) | -11,99*** (2,74) | -10,19*** (2,91) |
| Disponibilidade de caixa <i>per capita</i> | 0,03*** (0,01) | 0,02 (0,01) | 0,01 (0,01) |
| Distância PES/RCL da LRF | -349,12*** (20,04) | -250,44*** (16,74) | -208,57*** (16,78) |
| População (<i>ln</i>) | -45,43*** (1,79) | -46,90*** (2,18) | -34,81* (19,52) |
| PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>) | 85,11*** (3,90) | 96,73*** (5,36) | 96,48*** (11,59) |
| Idosos (%) | 135,68* (74,97) | 680,54*** (99,39) | 2125,16*** (260,90) |

(Continua)

(Continuação)

| Coefficientes (erro-padrão) | MQO agrupado (A) | Efeitos aleatórios (B) | Efeitos fixos (C) |
|--|------------------------|------------------------------|-------------------------|
| População urbana (%) | -54,03*** (9,21) | -45,81*** (10,74) | 100,94*** (36,09) |
| <i>Dummy</i> mandato 2005-2008 | 70,38*** (2,43) | 65,37*** (2,49) | 52,01*** (3,43) |
| <i>Dummy</i> mandato 2009-2012 | 115,00*** (3,54) | 97,63*** (3,58) | 65,55*** (6,55) |
| <i>Dummy</i> mandato 2013-2016 | 92,52*** (4,46) | 57,42*** (4,28) | 0,54 (9,05) |
| Constante | 341,00*** (18,80) | 304,29*** (23,71) | 0,44 (205,97) |
| R ² | 0,26 | 0,25 | 0,19 |
| Observações | 51.190 | 51.190 | 51.190 |
| Teste de Hausman (p-value) | | | 0,00 |
| $\beta_{PMTR} = \beta_{PMNTR}$ (p-value) | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| $\beta_{PMTRAE} = \beta_{PMNTRAE}$ (p-value) | 0,00 | 0,00 | 0,00 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo se propôs a investigar a influência da limitação de mandato sobre os valores de restos a pagar inscritos pelos municípios brasileiros. A hipótese apresentada e testada empiricamente é a de que prefeitos administrariam essa rubrica de forma diferente, a depender dos distintos incentivos políticos, definidos pelas limitações de mandato, com as quais se deparam – se em primeiro mandato (pode concorrer à reeleição) ou se em segundo mandato (impedido legalmente de se reeleger) –, uma vez que prefeitos em primeiro mandato teriam maiores incentivos a elevar a provisão de bens e serviços públicos, com vistas a ampliar sua popularidade e sinalizar competência ao eleitorado.

Para essa investigação, foi construída uma amostra com informações fiscais, eleitorais e demográficas de mais 4,6 mil municípios brasileiros entre 2001 e 2016, em que foram estudados os impactos nos períodos pré-eleitorais e eleitorais dos quatro mandatos que compõem o período. Além das técnicas tradicionais para dados em painel, foram realizadas estimações para dados em painel via modelos censurados em zero à esquerda (*Tobit*), para a variável dependente estoque de restos a pagar e estimações do tipo RDD.

As evidências encontradas sugerem que prefeitos em diferentes mandatos – se em primeiro ou em segundo – gerem os orçamentos dos municípios que governam de formas diferentes, com municípios cujos prefeitos estão em primeiro mandato apresentando estoque e fluxo de restos a pagar processados maiores em relação às localidades com prefeitos em segundo mandato. Por sua vez, há redução da inscrição de valores em restos a pagar em anos eleitorais.

As estimações oferecem evidências adicionais quando o grupo de prefeitos em primeiro mandato é decomposto entre aqueles que tentam se reeleger e aqueles que não tentam. Por meio dessa decomposição, os resultados sugerem que um maior montante de restos a pagar é um fenômeno comum a todos os prefeitos em primeiro mandato, independentemente deles concorrerem ou não à reeleição, *vis-à-vis* prefeitos em segundo mandato. Contudo, a redução dos restos a pagar em anos eleitorais dá-se de forma mais incisiva por prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger comparativamente a prefeitos em primeiro mandato que buscam a reeleição.

Os resultados encontrados estão em linha com outros estudos existentes na literatura que versam sobre o efeito da limitação de mandato sobre variáveis fiscais, ao mostrar diferenciação entre os dois tipos de incumbentes. Contudo, este estudo mostra evidências de que essa diferenciação: i) não apenas se dá na média do mandato como um todo, mas também especificamente no ano eleitoral; e ii) depende tanto da possibilidade quanto dos reais interesses do chefe do Executivo local em tentar se reeleger. Esse conjunto de resultados, portanto, não somente fortalece a hipótese de que a limitação de mandato exerce influência não desprezível sobre a política fiscal dos governos locais, como também fortalece a hipótese de que a política fiscal praticada nesse nível de governo está sujeita aos interesses e objetivos eleitorais de seus chefes do Executivo.

Em teoria, dado que a legislação em vigor impede a inscrição de restos a pagar nos últimos dois quadrimestres do último ano do mandato – ou seja, do ano eleitoral –, menor é a chance de ocorrência de manipulações com fins oportunistas. Por sua vez, de acordo com Rogoff (1990), por exemplo, manipulações fiscais em anos eleitorais não devem ser vistas como algo necessariamente indesejável, uma vez que tal artifício é uma forma do incumbente sinalizar sua competência à população. Assim, em um ambiente de informação assimétrica, em que o eleitor não tem informação plena sobre a qualidade do incumbente, a diminuição da assimetria de informação seria o benefício obtido a partir do eventual custo causado pela manipulação fiscal com fins eleitorais. Assim, a inscrição de valores em restos a pagar nos anos eleitorais pode não ser um problema em si, seja porque a legislação já restringe essa possibilidade, seja porque os incumbentes podem utilizá-la de modo a transmitir dados ao eleitorado.

Uma preocupação importante reside no fato de que o acúmulo de restos a pagar não necessariamente compromete os indicadores de endividamento público.

Conforme mencionado anteriormente, os restos a pagar constituem dívida fluante e não impactam o resultado primário. Dessa forma, é possível que um município, um estado ou até mesmo o governo federal apresente um alto montante de restos a pagar sem que isso seja formalmente registrado como déficit primário – ou seja, é possível que um município tenha indicadores que sinalizem boa saúde financeira quando sua real situação fiscal é outra.

Outro fator importante a ser considerado é que indicadores de endividamento, como a dívida consolidada líquida (DCL) e o próprio estoque de restos a pagar, nem sempre são divulgados com agilidade e frequência suficientes para que os eleitores consigam monitorar as condições fiscais correntes da localidade onde residem. Por exemplo, o Relatório de Gestão Fiscal (RGF), que divulga informações sobre o cumprimento dos limites estabelecidos pela LRF, é divulgado apenas com frequência quadrimestral. Assim, é possível: i) que os eleitores saibam da saúde financeira dos municípios em que residem com significativa defasagem; e ii) que incumbentes pratiquem manipulações fiscais que levam em conta os diferentes *timings* das eleições e da divulgação das informações fiscais; ou seja, é possível que os custos das manipulações – como maior endividamento ou maior montante de restos a pagar – se tornem conhecidos pelos eleitores apenas depois das eleições – e, depois, que o incumbente já eventualmente conseguiu ser reeleito. Diante disso, uma medida importante seria agilizar a divulgação desses relatórios e/ou aumentar a frequência de sua divulgação, de modo que os eleitores pudessem acompanhar com mais rapidez e menor defasagem temporal tais informações fiscais.

Para além dos pontos mencionados, apesar de ser uma estratégia de adiamento de pagamento de despesas liquidadas sem necessariamente comprometer o resultado fiscal, o aumento do estoque de restos a pagar pelas prefeituras brasileiras pode representar uma fonte de desajustes nas finanças públicas e causar, consequentemente, impactos negativos significativos sobre o ciclo de planejamento fiscal e a realização de políticas públicas de médio e longo prazo. Nesse contexto, é possível inclusive que instrumentos fiscais importantes, como o Plano Plurianual (PPA), se enfraqueçam. Dessa forma, ainda que importantes mudanças relativas à gestão fiscal tenham sido instituídas no país nos anos recentes, é necessário acompanhamento frequente dos diversos indicadores fiscais dos diferentes níveis de governo, de tal forma a garantir que o objetivo das regras existentes seja realmente atingido.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, M. **Restos a pagar e artifícios contábeis**. Nota Técnica. Disponível em: <https://docplayer.com.br/22376109-Nota-tecnica-restos-a-pagar-e-artifcios-contabeis.html>.

ALT, J.; MESQUITA, E. B. de; ROSE, S. Disentangling accountability and competence in elections: evidence from U.S. term limits. **The Journal of Politics**, v. 73, n. 1, p. 171-186, 2011.

ALVES, D. Gastos com saúde: uma análise por domicílios para a cidade de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 479-493, dez. 2001.

BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How much should we trust differences-in-differences estimates? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n. 1, p. 249-275, fev. 2004. Disponível em: <http://qje.oxfordjournals.org/content/119/1/249.abstract>.

BESLEY, T.; CASE, A. Does electoral accountability affect economic policy choices? Evidence from gubernatorial term limits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 3, p. 769-798, 1995.

DALLE NOGARE, C.; RICCIUTI, R. Do term limits affect fiscal policy choices? **European Journal of Political Economy**, v. 27, n. 4, p. 681-692, 2011.

DE HAAN, J.; KLOMP, J. Conditional political budget cycles: a review of recent evidence. **Public Choice**, v. 157, n. 3-4, p. 387-410, 2013.

FERRAZ, C.; FINAN, F. Electoral accountability and corruption: evidence from the audits of local governments. **American Economic Review**, v. 101, n. 4, p. 1274-1311, 2011.

HAGEN, J. von. Fiscal rules, fiscal institutions and fiscal performance. **Economic e Social Review**, v. 33, n. 3, p. 263-284, 2002.

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

IRWIN, T. **Accounting devices and fiscal illusions**. Washington: IMF, mar. 2012. (Staff Discussion Notes, n. 2012/002).

JOHNSON, J. M.; CRAIN, W. M. Effects of term limits on fiscal performance: evidence from democratic nations. **Public Choice**, v. 119, n. 1-2, p. 73-90, abr. 2004.

KLEIN, F. A.; SAKURAI, S. N. Term limits and political budget cycles at the local level: evidence from a young democracy. **European Journal of Political Economy**, v. 37, p. 21-36, 2015.

MELO, M. A.; PEREIRA, C.; SOUZA, S. Why do some governments resort to creative accounting but not others? Fiscal governance in the Brazilian federation. **International Political Science Review**, v. 35, n. 5, p. 595-612, jul. 2014.

MENDES, C. C.; SOUSA, M. da C. S. de. Demand for locally provided public services within the median voters framework: the case of the Brazilian municipalities. **Applied Economics**, v. 38, n. 3, p. 239-251, 2006.

MILESI-FERRETTI, G. M. Good, bad or ugly? On the effects of fiscal rules with creative accounting. **Journal of Public Economics**, v. 88, n. 1-2, p. 377-394, 2004.

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

NOVAES, L.; MATTOS, E. O efeito da intenção de reeleição sobre gastos em saúde: uma análise com base no modelo de reputação política. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 30, n. 1, p. 140-158, 2010.

POSNER, P.; BLÖNDAL, J. Democracies and deficits: prospects for fiscal responsibility in democratic nations. **Governance**, v. 25, n. 1, p. 11-34, 2012.

RODRIGUES, L. M. **Partidos, ideologia e composição social**: um estudo das bancadas partidárias na câmara dos deputados. Rio de Janeiro: Centro Edelstein de Pesquisas Sociais, 2009.

ROGOFF, K. Equilibrium political budget cycles. **American Economic Review**, v. 80, n. 1, p. 21-36, 1990.

TER-MINASSIAN, T. Brazil is losing its fiscal policy compass. **Vox Lacea**, 14 jun. 2013. Disponível em: https://vox.lacea.org/?q=deterioration_fiscalpolicy_brazil.

APÊNDICE A

CONSTRUÇÃO DAS *DUMMIES* DE IDEOLOGIA PARTIDÁRIA

Para a construção das *dummies* de ideologia partidária, foi utilizada a classificação realizada por Rodrigues (2009). Assim, foram agrupados como partidos de direita: o antigo Partido Social Democrático (PSD), extinto em 2003; o Partido Social Cristão (PSC); o Partido Social Trabalhista (PST); o Partido Progressista (PP), o antigo Partido Progressista Brasileiro (PPB); o Democratas (DEM), antigo Partido da Frente Liberal (PFL); o Partido da República (PR), fusão do Partido Liberal (PL) e do Partido de Reedificação da Ordem Nacional (Prona); e o Partido Social Liberal (PSL). Os partidos classificados como de esquerda, por sua vez, são: Partido dos Trabalhadores (PT); Partido Democrático Trabalhista (PDT); Partido Socialista Brasileiro (PSB); Partido Comunista do Brasil (PC do B); Partido Popular Socialista (PPS); Partido da Mobilização Nacional (PMN); e Partido Verde (PV).

Os coeficientes associados às *dummies* de partidos de direita e de esquerda têm como referência o grupo formado pelos partidos de centro ou sem ideologia definida. O Partido da Social Democracia Brasileira (PSDB), o Partido do Movimento Democrático Brasileiro (PMDB) e o Partido Trabalhista Brasileiro (PTB) foram classificados por Rodrigues (2009) como de centro. Os demais partidos presentes na amostra (Partido Humanista da Solidariedade – PHS, Partido Republicano Brasileiro – PRB, Partido da Reconstrução Nacional – PRN, Partido Republicano Progressista – PRP, Partido Renovador Trabalhista Brasileiro – PRTB, Partido Social Democrata Cristão – PSDC, Partido Trabalhista do Brasil – PT do B, Partido Trabalhista Cristão – PTC e Partido Trabalhista Nacional – PTN) foram considerados sem ideologia definida.

REFERÊNCIA

RODRIGUES, L. M. **Partidos, ideologia e composição social**: um estudo das bancadas partidárias na Câmara dos Deputados. Rio de Janeiro: Centro Edelstein de Pesquisas Sociais, 2009.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Efeitos marginais dos modelos *Tobit* para estoque de restos a pagar: primeiro *versus* segundo mandato

| Efeitos marginais (erro-padrão) | <i>Tobit</i> agrupado | <i>Tobit</i> efeitos aleatórios |
|---|-----------------------|---------------------------------|
| Primeiro mandato (β_{PM}) | 7,11*** (0,89) | 7,60*** (0,76) |
| Ano eleitoral (β_{AE}) | -10,46*** (1,41) | -10,26*** (1,13) |
| Primeiro mandato x ano eleitoral (β_{PMAE}) | -0,48 (1,70) | -0,66 (1,35) |
| Alinhamento com o governo federal | 3,11*** (0,83) | 4,88*** (0,77) |
| Alinhamento com o governo estadual | 2,92*** (0,70) | -1,00 (0,67) |
| Direita | -1,47* (0,82) | 0,38 (0,83) |
| Esquerda | 2,39*** (0,92) | 0,22 (0,93) |
| Disponibilidade de caixa <i>per capita</i> | 0,01*** (0,01) | 0,01*** (0,01) |
| Distância PES/RCL da LRF | 117,75*** (4,16) | 106,43*** (4,23) |
| População (<i>ln</i>) | -7,17*** (0,36) | -8,19*** (0,79) |
| PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>) | 4,51*** (0,58) | 7,09*** (1,03) |
| Idosos (%) | 37,16** (15,51) | -10,29 (28,63) |
| População urbana (%) | 33,95*** (1,91) | 32,23*** (3,83) |
| <i>Dummy</i> mandato 2005-2008 | -8,38*** (1,10) | -7,61*** (0,91) |
| <i>Dummy</i> mandato 2009-2012 | 3,65*** (1,16) | 5,23*** (1,08) |
| <i>Dummy</i> mandato 2013-2016 | -10,10*** (1,23) | -11,74*** (1,33) |
| Observações | 51.441 | 51.441 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

3. PES – despesa de pessoal; RCL – receita corrente líquida; e LRF – Lei de Responsabilidade Fiscal.

TABELA B.2
Efeitos marginais dos modelos *Tobit* para estoque de restos a pagar: primeiro versus segundo mandato e tentativa versus não tentativa de reeleição

| Efeitos marginais (erro-padrão) | <i>Tobit</i> agrupado | <i>Tobit</i> efeitos aleatórios |
|--|-----------------------|---------------------------------|
| Primeiro mandato e tenta reeleição (β_{PMTR}) | 7,68*** (0,94) | 7,69*** (0,79) |
| Primeiro mandato e não tenta reeleição (β_{PMNTR}) | 5,70*** (1,16) | 6,88*** (1,07) |
| Ano eleitoral (β_{AE}) | -10,47*** (1,41) | -10,27*** (1,13) |
| Primeiro mandato e tenta reeleição x ano eleitoral (β_{PMTRAE}) | 1,25 (1,80) | 0,96 (1,44) |
| Primeiro mandato e não tenta reeleição x ano eleitoral ($\beta_{PMNTRAE}$) | -4,65** (2,24) | -4,50** (1,78) |
| Alinhamento com o governo federal | 3,05*** (0,83) | 4,84*** (0,77) |
| Alinhamento com o governo estadual | 2,94*** (0,70) | -0,99 (0,67) |
| Direita | -1,44* (0,82) | 0,36 (0,83) |
| Esquerda | 2,33** (0,92) | 0,15 (0,93) |
| Disponibilidade de caixa <i>per capita</i> | 0,01*** (0,01) | 0,01*** (0,01) |
| Distância PES/RCL da LRF | 118,24*** (4,16) | 106,82*** (4,23) |
| População (<i>ln</i>) | -7,18*** (0,36) | -8,20*** (0,79) |
| PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>) | 4,55*** (0,58) | 7,06*** (1,03) |
| Idosos (%) | 38,47** (15,52) | -9,57 (28,63) |
| População urbana (%) | 33,91*** (1,91) | 32,27*** (3,83) |
| <i>Dummy</i> mandato 2005-2008 | -8,63*** (1,10) | -7,74*** (0,91) |
| <i>Dummy</i> mandato 2009-2012 | 3,52*** (1,16) | 5,16*** (1,08) |
| <i>Dummy</i> mandato 2013-2016 | -10,01*** (1,23) | -11,65*** (1,33) |
| Observações | 51.441 | 51.441 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

Originais submetidos em: out. 2019.

Última versão recebida em: jun. 2021.

Aprovada em: jun. 2021.