1

# Incentivos eleitorais e regras fiscais (não tão) rígidas: novas evidências para os municípios brasileiros a partir da rubrica restos a pagar

Rodrigo Borges de Almeida \* Sergio Naruhiko Sakurai †

#### Resumo

Na contabilidade pública brasileira, a conta restos a pagar é utilizada como instrumento suplementar para a execução orçamentária dos diferentes níveis de governo. Por meio desta conta é possível postergar para exercícios fiscais futuros o desembolso de uma despesa empenhada em um determinado ano. Não obstante, a gestão dessa rubrica pode ser utilizada de forma oportunista pelo ocupante do chefe do executivo de acordo com os incentivos enfrentados pela limitação de mandato que o político se encontra - 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 gestão da conta restos a pagar dos municípios brasileiros. Os resultados obtidos via painel clássico, *panel Tobit* e *panel sharp RDD* apontam para uma efetiva diferenciação entre prefeitos em primeiro e em segundo mandato em anos não eleitorais, 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 nessa rubrica em anos eleitorais.

Palavras-chave: Limites de mandato; restos a pagar; municípios brasileiros; Regressão Descontínua

#### **Abstract**

In the Brazilian public sector accounting, unpaid spending obligation is a budget item commonly used as an instrument for 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 the subsequent fiscal years. Nevertheless, the management of this item 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 extent of unpaid committed expenditure at the local level in Brazil. Results obtained via classic panel, panel Tobit and panel sharp RDD provide real differentiation between first and second term mayors, as first-term mayors exhibit higher unpaid spending obligation values in comparison to second term mayors. Moreover, following Brazilian fiscal rules, both types of mayors reduce it in election years.

**Key words:** Term limits; unpaid spending obligations; Brazilian municipalities, Regression Discontinuity Design

Área 5 - Economia do Setor Público

Classificação JEL: D72, H72, E62

\* Mestre em Economia Aplicada - FEA-RP/USP

<sup>†</sup> Professor Doutor do Departamento de Economia - FEA-RP/USP

## 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 um 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 um único período subsequente para os cargos executivos de todos os níveis de governo, de tal forma que prefeitos, governadores de estado e o presidente da República podem permanecer por no máximo oito anos consecutivos no poder. Essa inovação no sistema eleitoral, de acordo com Nakaguma e Bender (2006), elevou os incentivos dos ocupantes do cargo executivo em manipular de forma oportunista as finanças públicas, com destaque para aqueles que puderam tentar a reeleição.

Posteriormente, no ano 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, distrito federal, estados e governo central. Ainda segundo Nakaguma e Bender (2006), a implantação da LRF criou uma série de limitações e regras na condução fiscal para o setor público, restringindo o espaço para gestão fiscal irresponsável.

Assim, enquanto a ER converteu-se em um mecanismo de incentivo para ocupantes de cargo executivo se diferenciarem de acordo com o termo que ocupam (se estão em primeiro ou em segundo mandato), a LRF buscou restringir os efeitos adversos nas finanças públicas que aquela poderia causar. De fato, quando analisados os efeitos da limitação de mandato para os municípios brasileiros, Klein e Sakurai (2015) encontraram resultados que sugerem que em anos eleitorais, prefeitos em primeiro mandato diminuem receitas provenientes de impostos locais e alteram a composição orçamentária, com queda em despesas correntes e elevação de investimentos, relativamente aos prefeitos em segundo mandato. Tais mudanças, entretanto, ocorrem sem alteração do equilíbrio orçamentário ou do total de gastos.

Apesar dos avanços na gestão fiscal advindos da implementação da LRF no setor público brasileiro, nos últimos anos ganhou-se notoriedade no País a utilização pelos vários níveis de governo da chamada "contabilidade criativa". Um dos artifícios utilizados é o adiamento, para anos fiscais subsequentes, de pagamentos de despesas reconhecidas, ação esta formalmente conhecida como inscrição de valores em restos a pagar processados. Tal adiamento de pagamento torna-se dívida flutuante e tem a finalidade de não impactar negativamente os números do resultado primário do ente federativo em determinado ano. Dessa forma, ao fazer uso deste instrumento fiscal, governos podem eventualmente elevar as despesas em determinado 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 atingiu altos valores para o superávit primário por meio da elevação dos saldos de restos a pagar processados. Já Ter-Minassian (2013), ex-diretora do Fundo Monetário Internacional (FMI), alertou sobre a recente 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. Estas análises mostram como a contabilidade criativa tornou-se um sério problema para a sustentabilidade fiscal do governo brasileiro.

Quanto aos municípios brasileiros, ao examinar os números das localidades que fazem parte da amostra deste trabalho<sup>1</sup>, o montante de restos a pagar processados apresentou elevação bastante significativa nos últimos anos. Essa situação sinaliza o aumento do comprometimento orçamentário futuro dos municípios brasileiros com despesas comprometidas em anos anteriores.

A literatura que versa sobre o efeito de *term limitation* sugere que governantes que podem concorrer à reeleição têm incentivos a sinalizar competência para o eleitorado via uma maior provisão de bens e serviços públicos. Conforme discutido na sequencia deste artigo, a conta restos a pagar pode ser utilizada de modo a permitir que esta sinalização seja feita via elevação das despesas

\_

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> E conforme será discutido neste trabalho.

públicas sem necessariamente burlar as regras fiscais atualmente existentes. Assim, o objetivo principal deste artigo é estimar o efeito da limitação de mandato sobre a inscrição de restos a pagar processados nos municípios brasileiros, ou seja, a intenção é investigar as consequências dos diferentes incentivos enfrentados por prefeitos em primeiro mandato - aqueles que podem tentar se reeleger - e de segundo mandato - que não possuem condição legal para tentar reeleição - sobre a gestão dessa rubrica. Para isso, por meio de estimações clássicas para dados em painel assim como por meio dos modelos *panel Tobit* e *panel sharp Regression Discontinuity Design (sharp RDD)*, foi explorada uma amostra contemplando informações fiscais e eleitorais de 3.144 municípios brasileiros entre os anos de 2001 e 2012, em que foram estudados os impactos nos períodos préeleitorais e eleitorais dos mandatos 2001-2004, 2005-2008 e 2009-2012.

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 gerem seus compromissos fiscais: prefeitos do primeiro grupo registram maiores valores de restos a pagar relativamente aos prefeitos do segundo grupo. Contudo, de forma a respeitar as normas fiscais brasileiras, ambos reduzem a inscrição de valores nos anos eleitorais. Nossos resultados também sugerem um aumento dos valores registrados nos anos recentes, seguindo o mesmo padrão observado para o governo federal.

A continuação deste artigo está divida em mais cinco partes, além desta introdução. Na seção 2 é feita uma introdução sobre restos a pagar e a legislação que disciplina essa conta. Na seção 3 é apresentada uma breve revisão de literatura sobre limitação de mandato e regras fiscais, mostrando 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 exibe os resultados das estimações. Por fim, na seção 6 são apresentadas as considerações finais deste artigo.

# 2. A CONTA RESTOS A PAGAR PROCESSADOS NA CONTABILIDADE PÚBLICA BRASILEIRA

A Lei nº 4.320/64 estabelece as normas gerais de direito financeiro para elaboração e controle dos 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 final de um exercício fiscal. O pagamento dessas despesas, então, passam a comprometer exercícios fiscais futuros.

A conta restos a pagar se distingue em dois tipos: processados e não processados. De forma simplificada, pode-se dizer que a despesa orçamentária possui três fases: empenho, liquidação e pagamento, sendo que a distinção dos restos a pagar ocorre quanto ao reconhecimento da entrega do bem ou do serviço contratado pela administração pública, fase essa chamada de liquidação. Quando houve o empenho e há a liquidação da despesa, mas não ocorreu o pagamento até o final do exercício, é feita a inscrição em restos a pagar processados. Já 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 reconhecidas. Em ambos os casos, os restos a pagar passam a constituir dívida flutuante do ente e não impactam o resultado primário. Desta forma, é possível que um município, um estado ou mesmo o governo federal apresente um alto montante de restos a pagar sem que isto 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 obrigação financeira nos dois últimos quadrimestres do mandato (ou seja, nos últimos oito meses do ano eleitoral) sem que haja contrapartida na receita orçamentária.

Tabela 1 - Evolução dos saldos de restos a pagar processados dos municípios da amostra (em R\$ mil a preços de 2012)

Ano	Saldo anual	Variação % anual
2001	11.541.293	-
2002	9.287.809	-19,53%
2003	10.215.899	9,99%
2004	8.219.470	-19,54%
2005	8.872.355	7,94%
2006	10.465.639	17,96%
2007	10.732.266	2,55%
2008	8.092.983	-24,59%
2009	10.250.005	26,65%
2010	12.013.694	17,21%
2011	12.688.586	5,62%
2012	13.355.054	5,25%

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da STN

Em condições regulares, a inscrição de valores em restos a pagar pode ser vista como um procedimento administrativo que permite gerir o orçamento público entre a passagem de exercícios fiscais subsequentes. Os valores apresentados na Tabela 1 mostram, entretanto, que a conta restos a pagar tem deixado de ser um instrumento de gestão orçamentária, passando a se tornar uma estratégia de postergação de pagamento de despesas com a finalidade de cumprimento de regras fiscais. O aumento nos estoques de restos a pagar processados nos últimos anos da amostra, conforme alertado anteriormente, tende a revelar um sério risco para execução orçamentária das prefeituras brasileiras. Tal situação pode tornar-se uma possível fonte de desajustes futuros nas finanças públicas, causando impactos negativos sobre o ciclo de planejamento orçamentário e sobre a gestão fiscal dos municípios, estados e do próprio governo federal brasileiro.

## 3. REVISÃO DE LITERATURA

A literatura de limites de mandato comumente explora os diferentes incentivos dos políticos incumbentes quanto à condução de políticas, em particular, as fiscais (BESLEY; CASE, 1995; JOHNSON; CRAIN, 2004; KLEIN; SAKURAI, 2015). Há ainda trabalhos que abordam outros fatores, como qualidade institucional, nível de desenvolvimento, regras eleitorais e formas de governo, entre outros (NOGARE; RICCIUTI, 2011; FERRAZ; FINAN, 2011; HAAN; KLOMP, 2013). Este artigo, no entanto, busca expandir o escopo dessa área de pesquisa ao abordar dados contábeis pouco explorados pela literatura.

Em relação ao Brasil, a conta restos a pagar ganhou notoriedade a partir de 2003 por ter sido utilizada pelo governo federal como estratégia para se atingir as metas de resultado primário elaboradas pela União (ALMEIDA, 2011), estratégia esta também conhecida como "contabilidade criativa".

Na última década, a implementação de regras que limitem déficits fiscais e níveis de endividamento público ganharam importância em países desenvolvidos, em linha com o consenso de que estabilidade fiscal é um dos fundamentos para o crescimento econômico sustentável (IRWIN, 2012; POSNER; BLONDAL, 2012). Essa questão também se encontra na agenda econômica de países em desenvolvimento, como o próprio Brasil, que aprovou na década passada a LRF para todos os níveis de governo. Além disso, também é o objetivo da existência de uma legislação que adote regras fiscais restringir o comportamento oportunista dos governantes, reduzindo o *rent seeking* dos políticos e prevenindo resultados fiscais indesejáveis (VON HAGEN, 2002).

A existência dessa legislação, entretanto, não é garantia de uma política fiscal transparente. A literatura empírica sobre regras fiscais encontrou evidências de que a rigidez na imposição destas podem encorajar o uso de truques contábeis. De acordo com Milesi-Ferreti (2004), ao impor regras sobre determinadas variáveis fiscais "mensuráveis", há margem para a contabilidade criativa, em que há manipulação de indicadores contábeis que realmente impactam a situação fiscal para se atingir tais metas "mensuráveis".

O Brasil, apesar de possuir uma legislação de responsabilidade fiscal desde 2000, também recorreu nos últimos anos a várias estratégias contábeis duvidosas com a finalidade de maquiar a real situação fiscal vivenciada pelo País (MELO; PEREIRA; SOUZA, 2014). Dentre as estratégias, destaca-se a postergação do desembolso de despesas liquidadas. Vale destacar que esta não é uma peculiaridade brasileira, visto que, como alertado por Irwin (2012), outros países, principalmente no contexto da União Europeia, usam tal artifício para criar "ilusões" fiscais.

Assim, este artigo visa procurar evidências de diferenciação nos valores inscritos em restos a pagar processados entre municípios cujos prefeitos podem concorrer à reeleição (isto é, em primeiro mandato) relativamente a municípios cujos prefeitos não podem por já estarem em seu segundo mandato. Isso ocorre em virtude da possibilidade da recondução do político ao cargo executivo ao final do mandato eletivo pelos eleitores: com o propósito de maximizar suas chances de reeleição, prefeitos em primeiro mandato teriam incentivos a utilizar essa rubrica de forma estratégica como forma de expandir gastos e convencer os votantes da sua capacidade de governar, sem afetar, contudo, regras fiscais impostas pela legislação. Este cenário é coerente com a literatura de limitação de mandato.

A literatura que versa sobre limitação de mandato foi construída a partir do modelo de reputação de comportamento político. Em artigo desenvolvido por Besley e Case (1995), o objetivo dos autores foi mostrar que, em um contexto de informação imperfeita em que os eleitores e os incumbentes agem de forma racional, a existência da limitação de mandato pode ter implicações nas escolhas das políticas públicas. Eleitores incertos sobre as características do incumbente utilizariam algumas medidas de desempenho para avaliar os candidatos, enquanto incumbentes que desejam a reeleição, seja pela renda que extraem ou pela influência do cargo, tomariam escolhas que desenvolvessem sua reputação perante o eleitorado, com a finalidade de aumentar suas chances de reeleição.

Besley e Case (1995) e Johnson e Crain (2004) encontraram resultados semelhantes quanto à política fiscal para uma amostra de estados americanos e um painel de países, respectivamente. Enquanto Besley e Case (1995) encontraram evidências de aumento de impostos e de dispêndios nos estados americanos em que governadores não puderam tentar reeleição, o trabalho de Johnson e Crain (2004) sugere, para um painel de 47 países, que ocupantes de cargos executivos que não puderam concorrer à reeleição aumentaram gastos públicos.

Nogare e Ricciuti (2011), por outro lado, encontraram resultados que vão de encontro aos apresentados anteriormente. Utilizando uma amostra de 52 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 parecem mais propensos a diminuir gastos públicos, contrariando o que a literatura havia encontrado inicialmente.

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 ainda são incipientes, visto que a adoção da reeleição para cargos executivos no país é recente. Assim, desde 1998, ano em que ocorreu pela primeira vez eleição com possibilidade de reeleição, é possível que resultados fiscais dos três níveis de governo tenham sido afetados conforme os incentivos enfrentado por cada tipo de candidato: se em primeiro ou em segundo (último) mandato.

Quanto à política fiscal de municípios brasileiros, Novaes e Mattos (2010) discutiram o efeito da intenção de reeleição sobre gastos em saúde, enquanto Klein e Sakurai (2015) analisaram as mudanças na composição do orçamento público ao invés de tomar como base os gastos totais e déficits orçamentários, visto que a LRF limita a expansão fiscal do orçamento público. No caso 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. Já 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 diminuindo gastos correntes e elevando investimentos, visando aumentar sua visibilidade eleitoral. Ademais, os autores não encontraram evidências da existência de desequilíbrios orçamentários entre estes dois tipos de governantes

Muito embora os artigos anteriormente mencionados analisem o efeito de *term limit* sobre política fiscal, Ferraz e Finan (2011) avaliaram o efeito sobre outro aspecto institucional. Os autores pesquisaram os efeitos da limitação de mandato sobre o nível de corrupção de 476 municípios brasileiros auditados pela Controladoria Geral da União (CGU). Os resultados encontrados sugerem que prefeitos em primeiro mandato se engajaram menos em atividades ilícitas do que prefeitos em segundo mandato. Além disso, estes efeitos foram mais acentuados nos municípios com menor acesso à informação e onde a probabilidade de punição judicial foi baixa.

Ao examinar a influência da limitação de mandato na conta restos a pagar processados, este artigo amplia o escopo de estudo de uma área de pesquisa voltada para a análise de indicadores fiscais e que muitas vezes não retratam a real situação fiscal do ente público. Além disso, procura analisar os impactos de uma estratégia contábil que tem sido crescentemente utilizada pelo próprio governo federal. Por fim, buscou-se utilizar, além das técnicas econométricas tradicionais, técnicas quase-experimentais para corroborar a robustez dos resultados, conforme discutido na sequência deste artigo.

## 4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA E DESCRIÇÃO DOS DADOS

Neste trabalho, parte-se da premissa de que a tentativa de reeleição pode funcionar como mecanismo para elevar o esforço do político ou mesmo induzi-lo a uma maior provisão de bens e serviços públicos, visto que eleitores identificam essa provisão como medida de competência para avaliar o ocupante do cargo executivo.

As estimações deste artigo foram realizadas tomando como base o modelo de agência política de Besley e Case (1995), que pode ser representado pela seguinte equação:

$$RP_{i,t} = \alpha + f_i + \beta_1 \left( primeiro\_mandato_{i,t} \right) + \beta_2 \left( ano\_eleitoral_t \right) + \beta_3 \left( interação \right) + Controles + \varepsilon_{i,t} \ (1)$$

em que  $RP_{i,t}$  é a variável dependente restos a pagar processados observada do município i no ano t,  $primeiro\_mandato_{i,t}$  é a dummy de primeiro mandato,  $ano\_eleitoral_t$  é uma dummy de ano eleitoral, interação é uma dummy de interação entre as dummies de ano eleitoral e de primeiro mandato, Controles se refere ao conjunto de variáveis de controles do modelo,  $\alpha$  é a constante,  $f_i$  é o efeito específico municipal não observado e  $\varepsilon_{i,t}$  é um termo aleatório, independente e identicamente distribuído.

Para este estudo foi criado um painel balanceado com dados anuais para os anos de 2001 a 2012 de 3.144 prefeituras, o que representa cerca de 56% dos 5.570 municípios brasileiros. A Figura 1 a seguir apresenta o território dos municípios presentes na amostra.



Figura 1 - Território dos municípios cobertos na amostra

Desta forma, o período amostral analisado engloba três mandatos municipais: (i) 2001 a 2004, com prefeitos eleitos em outubro de 2000; (ii) 2005 a 2008, tendo as eleições ocorrido em outubro de 2004; e (iii) 2009 a 2012, com eleitores tendo votado em outubro de 2008. Tem-se, em todos os mandatos supramencionados, tanto prefeitos em primeiro quanto em segundo mandato.

## 4.1 Variável dependente

São apresentadas estimações para a variável dependente restos a pagar processados mensurados como estoque e como fluxo (variação anual ou primeira diferença dos estoques). Este 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. Por ser uma despesa liquidada, em que não há a possibilidade de ser cancelada, essa variável mostra o comprometimento orçamentário futuro realizado pelo prefeito de um dado município, em um determinado ano.

Esses valores foram extraídos por meio do Sistema Finanças do Brasil (FINBRA)<sup>2</sup> da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e estão mensurados em valores per capita a preços de 2012, último ano da amostra, deflacionada pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI).

## 4.2 Variáveis de interesse

As variáveis de interesse são as *dummies* de ano eleitoral, de primeiro mandato e a interação destas duas variáveis. Estas variáveis foram construídas a partir de informações eleitorais extraídas do Repositório de Dados Eleitorais<sup>3</sup> mantido pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE).

A variável primeiro mandato é uma *dummy* que é igual a 1 para todos os anos de um dado município em que seu prefeito está em primeiro mandato e 0 para os anos em que seu prefeito está em segundo mandato. Assim, muito embora seja constante ao longo dos anos de um dado mandato, esta variável varia entre mandatos, o que torna possível obter variação em um mesmo município. Já

<sup>3</sup> Informação disponível em: <a href="http://www.tse.jus.br/eleicoes/estatisticas/repositorio-de-dados-eleitorais">http://www.tse.jus.br/eleicoes/estatisticas/repositorio-de-dados-eleitorais</a>>.

\_

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Informação disponível em: <a href="http://www.tesouro.fazenda.gov.br/contas-anuais">http://www.tesouro.fazenda.gov.br/contas-anuais</a>>.

a variável ano eleitoral é uma *dummy* de tempo que assume valor 1 nos anos de eleição municipal na amostra (2004, 2008 e 2012) e 0 nos demais anos.

Por fim, para capturar possíveis efeitos da limitação de mandato em anos eleitorais nos restos a pagar processados, a variável de interesse é a *dummy* de interação entre a *dummy* ano eleitoral e a *dummy* primeiro mandato. Assim, esta variável é igual a 1 para prefeitos em primeiro mandato em ano de eleição municipal e 0 para os demais anos.

#### 4.3 Variáveis de controle

Como controle da regressão, foram considerados três grupos de variáveis, quais sejam, políticas, demográficas e orçamentárias. Nas variáveis de controle político, também obtidas junto ao site do TSE, encontram-se as *dummies* de coligação e de ideologia. A *dummy* de alinhamento com a coligação do presidente é uma variável binária que assume o valor 1 caso o prefeito de um dado município seja membro de um partido membro da coligação que elegeu o presidente da República e 0 caso contrário. A *dummy* de alinhamento com coligação de governador foi construída seguindo o mesmo raciocínio utilizado para a *dummy* de alinhamento com a coligação do presidente, assumindo assim o valor 1 caso o prefeito seja de um partido membro da coligação que elegeu o governador e 0 caso contrário.

Além dessas, as estimações também contemplam *dummies* de ideologia partidária, quais sejam, direita e esquerda, indicando a orientação ideológica do partido pelo qual o prefeito tenha sido eleito. A construção das *dummies* de ideologia foi baseada na classificação realizada por Rodrigues (2002) e possuem como grupo de referência os partidos considerados de centro ou sem ideologia definida.

Ainda, a literatura sugere a inclusão de variáveis de controle demográficas com o objetivo de controlar as estimações pela demanda da população por serviços públicos prestados pelos governos municipais, visto que estas afetam as despesas e receitas municipais. Fazem parte desse grupo o logaritmo natural da população total, a proporção da população residente em área urbana e a proporção de idosos (pessoas com 65 anos ou mais) de cada município. Os dados demográficos são provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)<sup>4</sup> e no caso das proporções de população urbana e idosos foram realizadas interpolações exponenciais para os anos em que não houve censos demográficos.

As variáveis de controle orçamentárias contemplam as variáveis receita de transferências, resultado primário e a distância da razão de Despesa de Pessoal (PES) sobre a Receita Corrente Líquida (RCL) do município em relação ao limite imposto pela LRF. Para a construção da variável receita de transferências foi utilizado o somatório das receitas provenientes do governo federal via Fundo de Participação dos Municípios (FPM) e das transferências estaduais de Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA). Tal escolha se deve ao fato dessas receitas serem exógenas, isto é, seus valores são definidos por lei, não sendo influenciadas pelas relações político-partidárias do prefeito.

A adição do resultado primário como variável de controle, por sua vez, ocorre em virtude da mesma evidenciar a capacidade de pagamento das despesas empenhadas no curto prazo. Dessa forma, espera-se que municípios que apresentem desequilíbrios orçamentários inscrevam maiores valores em restos a pagar, como forma de gerenciamento de fluxo de caixa, em razão da indisponibilidade de recursos para honrar os pagamentos.

Já a distância da razão PES/RCL em relação ao teto máximo permitido pela LRF, calculada como  $Distância_{LRF} = Razão_{PES/RCL} - Limite_{LRF}$ , busca capturar o comportamento fiscal dos municípios considerando o limite descrito dessa variável pela legislação (limitada a 60%). Igualmente à variável resultado primário, 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

\_

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Informação disponível em: <a href="http://www.cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php">http://www.cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php</a>>.

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 na rubrica em restos a pagar. Contudo, uma análise da amostra revela que, em média, menos de 10% dos restos a pagar são relacionados a atrasos de pagamento de pessoal, ao passo que a postergação de pagamento de fornecedores chega a representar cerca de 70% dessa rubrica.

Os valores referentes às variáveis orçamentárias também foram retiradas do FINBRA. No caso das receitas de transferências e resultado primário, os valores estão em termos per capita a preços de 2012, tendo sido deflacionadas pelo IGP-DI.

Por fim, foram incluídas duas *dummies* de mandato, quais sejam, *dummy* de mandato 2005-2008 e *dummy* de mandato 2009-2012. O objetivo dessas *dummies* é capturar as tendências observadas nos dois últimos mandatos da amostra em relação ao mandato de 2001 a 2004 (mandato de referência).

A Tabela 2 a seguir exibe os resultados das estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste artigo. Os restos a pagar processados dos municípios da amostra apresentaram no período valor médio de R\$ 86,29 per capita, valor acima do superávit primário médio per capita (R\$ 16,00). Vale notar que há um alto desvio-padrão em torno destas médias. Em contrapartida, transferências possui valor médio per capita bastante elevado em relação as demais variáveis fiscais.

Já a razão Gasto Pessoal/RCL mostra que, em média, os dados com gastos de pessoal se encontram abaixo do valor limite imposto pela LRF (em média, o comprometimento da RCL em relação à despesa de pessoal é da ordem de 47%), com um baixo desvio-padrão.

Variável Observações Média Desvio-Padrão Restos a pagar processados (per capita) 37.728 86,29 96,51 Alinhamento governo federal 0,26 0,44 37.728 Alinhamento governo estadual 37.728 0,50 0,46 Direita 0,32 37.728 0,46 Esquerda 37.728 0,22 0,41 Transferências (per capita) 37.728 1.083,25 671,44 Primário (per capita) 37.728 16,00 134,01 Relação Gasto Pessoal/RCL 37.728 0,47 0,08 População 37.728 38.545 225.920 Proporção de idosos 37.728 0.08 0,02 37.728 População urbana 0.64 0,23

Tabela 2 - Estatísticas descritivas

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da STN, do TSE e do IBGE

Para as variáveis de alinhamento partidário, é maior, em média, a participação dos partidos dos prefeitos na coligação de governadores eleitos em relação a coligação que elegeu o presidente (46% contra 26%). Nota-se também que na amostra há maior proporção de prefeitos eleitos por partidos de direita (32%) do que de esquerda (22%). Estas variáveis também possuem alto dispersão dos dados em relação à média. Finalmente, é observado baixas dispersão para os dados relacionados às variáveis demográficas proporção de idosos e proporção de população urbana.

### 5. RESULTADOS

Conforme já discutido anteriormente, foram realizadas estimações em que os valores de restos a pagar foram mensurados como estoque e como fluxo (primeira diferença) de restos a pagar processados. Para isso, foram utilizadas técnicas de estimação considerando as especificidades de cada uma dessas formas de mensuração da variável dependente.

## 5.1 Resultados para estoque de restos a pagar processados

Na estimações com a variável dependente mensurada como estoque, foram utilizados estimadores de efeitos fixos para dados em painel, consistentes segundo o teste de Hausman<sup>5</sup>. A tabela com esses resultado também contém os coeficientes estimados para MQO agrupado e efeitos aleatórios.

Ao avaliar os resultados da Tabela 3, nota-se que o coeficiente associado à *dummy* de primeiro mandato é estatisticamente significante e positivo, indicando que prefeitos em primeiro se diferenciam por inscrever, em média, R\$ 13,57 per capita adicionais em relação aos prefeitos em segundo mandato, em anos não eleitorais. Tal fato aponta para diferenciação dos tipos de prefeito (se pode tentar reeleição ou não) em anos não eleitorais.

Em relação às *dummies* ano eleitoral e interação, que mostram o impacto da limitação de mandato em anos eleitorais, ambos os coeficientes foram significantes e negativos, distinguindo, contudo, no tamanho do coeficiente. Enquanto prefeitos em segundo mandato apresentam queda de R\$ 6,06 per capita no estoque de restos a pagar processados, prefeitos em primeiro mandato diminuem em R\$ 2,97, sendo os dois coeficientes interpretados em relação aos anos não eleitorais e cidades com prefeitos em segundo mandato. Esse é um resultado esperado, visto que nos dois últimos quadrimestres de mandato a LRF proíbe inscrição de valores em restos a pagar processados sem contrapartida de receita orçamentária.

É interessante notar que, entre os controles políticos, somente as *dummies* de alinhamento apresentaram coeficientes estatisticamente significantes. Enquanto estar alinhado com presidente significou maior valor inscrito em restos a pagar processados, o alinhamento com governador implicou em coeficiente negativo. Este resultado segue, de certa forma, evidência encontrada por Ferreira e Bugarin (2007) para transferências fiscais politicamente motivadas, em que o fato de o prefeito participar da coligação que elegeu o governador garantiu maiores transferências voluntárias, enquanto participar da coligação do presidente não garantiu maiores recursos para as prefeituras.

No que diz respeito às variáveis orçamentárias, se, por um lado, quanto maiores as receitas de transferência do município, maior o estoque de restos a pagar, por outro, quanto maior o superávit primário do município, menor é o estoque. Uma possível explicação pode estar no fato de que, se o município tem garantido por lei o recebimento de receitas de transferências, há capacidade de honrar futuramente os compromissos assumidos, enquanto que se o município apresenta altos superávits, menor é a necessidade de postergar pagamentos e realizar inscrição de valores em restos a pagar.

Já em relação a variável distância da razão Gastos de Pessoal/RCL do limite da LRF, o coeficiente associado é significativo e positivo para o estoque de restos a pagar processados. Logo, quanto mais distante de atingir a limitação imposta pela LRF, menor é o estoque de restos a pagar processados do município. Como esta variável mede, assim como o resultado primário, a capacidade das municipalidades de assumir compromissos financeiros no curto prazo, verificou-se o resultado esperado, qual seja, que o coeficiente associado fosse positivo.

Quanto às variáveis demográficas, para o estoque de restos a pagar, os coeficientes referentes as logaritmo da população e proporção de idosos foram significantes e negativos, enquanto o coeficiente associado a proporção de população urbana foi significante e positivo. Esses resultados sugerem que municipalidades com maior população e maior proporção de idosos inscreveram menores valores em restos a pagar processados. Já quanto maior a proporção de população urbana, maior é o estoque de restos a pagar.

Por fim, em relação à evolução dos restos a pagar ao longo do tempo, a *dummy* de mandato 2005-2008 sinaliza uma queda dos valores médios neste período em relação à média do mandato

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> O teste de Hausman de consistência dos modelos de Efeitos Fixos e de Efeitos Aleatórios estabelece como Hipótese Nula H<sub>0</sub>: o modelo de efeitos aleatórios é consistente e eficiente frente ao modelo de efeitos fixos; e como Hipótese Alternativa H<sub>1</sub>: o modelo de efeitos aleatórios não é consistente. Assim, se H<sub>0</sub> for rejeitada, conclui-se que o modelo de efeitos fixos é o único que oferece resultados consistentes.

2001-2004, mas uma significativa elevação no mandato mais recente, entre 2009 e 2012, corroborando as evidências descritas na introdução deste artigo.

Tabela 3 - Estimação dados em painel para estoque de restos a pagar processados

Coeficientes	MQO	Efeitos	Efeitos		
(erro padrão)	agrupado	aleatórios	fixos		
Primeiro mandato	15,48***	13,94***	13,57***		
	(1,53)	(1,32)	(1,33)		
Ano eleitoral	-9,12***	-8,57***	-6,06***		
	(1,42)	(1,42)	(1,64)		
Interação	-2,99*	-3,09*	-2,97*		
	(1,72)	(1,72)	(1,72)		
Alinhamento presidente	6,26***	7,08***	7,19***		
	(1,54)	(1,32)	(1,34)		
Alinhamento governador	0,74	-2,39**	-2,88**		
	(1,45)	(1,14)	(1,17)		
Direita	-2,30	0,16	0,93		
	(1,94)	(1,70)	(1,84)		
Esquerda	2,99	1,35	0,72		
	(2,34)	(2,04)	(2,18)		
Receita de transferências	0,02***	0,01***	0,01**		
	(0,00)	(0,00)	(0,00)		
Resultado primário	-0,10***	-0,09***	-0,09***		
	(0,01)	(0,01)	(0,01)		
Distância PES/RCL da LRF	117,57***	76,22***	63,48***		
	(11,31)	(8,74)	(9,26)		
População (ln)	-4,87***	-8,19***	-44,92***		
	(1,42)	(1,58)	(13,55)		
% idosos	-61,42	-195,75***	-707,18***		
	(55,41)	(68,90)	(199,28)		
% população urbana	50,47***	58,23***	91,80***		
	(5,51)	(5,99)	(31,23)		
Dummy mandato 2005-2008	-13,29***	-10,84***	-5,48***		
	(1,51)	(1,46)	(2,11)		
Dummy mandato 2009-2012	-4,08*	2,83	14,25***		
	(2,28)	(2,20)	(3,81)		
Constante	98,23***	133,96***	498,08***		
	(15,05)	(16,80)	(132,90)		
$R^2$	0,08	0,06	0,06		
Observações	37.728	37.728	37.728		
Hausman (p-value) 0,00					

Nota: asteriscos denotam significância estatística a \*=10%; \*\*=5%; \*\*\*=1%. Fonte: elaborado pelos autores.

Vale ressaltar que, em razão da grande presença de observações concentradas em zero para o estoque de restos a pagar processados (1.961 observações), adotou-se também o modelo de censura à esquerda em zero (*Tobit*) como estimação adicional. Como explica Alves (2001), o modelo censurado pode ser utilizado em dois casos: quando não se é observado valores acima ou abaixo de um determinado número para parte das observações ou quando se tem um caso de solução de canto. Nesta pesquisa, assume ser possível a ocorrência do segundo caso, em que a decisão ótima de algumas prefeituras para alguns anos da amostra foi a de não necessitar inscrever valores em restos

a pagar. Assinala-se que os resultados dos modelos *Tobit* consistem na interpretação dos efeitos marginais -  $\partial E[y|x]/\partial x$  - sobre a média condicional da variável dependente em função de mudanças nas variáveis explicativas (CAMERON; TRIVEDI, 2005, p. 541-542).

Na Tabela a seguir são reportados os efeitos marginais do *Tobit* agrupado, do painel *Tobit* com efeitos aleatórios e do painel *Tobit* com efeitos fixos. Os coeficientes associados encontram-se no apêndice deste artigo.

Tabela 4 - Estimação modelo censurado à esquerda (Tobit) para restos a pagar processados

Efeitos marginais	Tobit	Tobit	Tobit
(erro padrão)	agrupado	efeitos aleatórios	efeitos fixos
Primeiro mandato	12,87***	11,63***	17,45***
	(0,99)	(0,84)	(1,75)
Ano eleitoral	-8,57***	-8,02***	-8,09***
	(1,60)	(1,27)	(2,16)
Interação	-2,09	-2,22	-2,50
	(1,96)	(1,55)	(2,24)
Alinhamento presidente	5,25***	5,84***	9,44***
	(0,98)	(0,84)	(1,70)
Alinhamento governador	0,40	-2,23***	-3,39**
	(0,83)	(0,75)	(1,47)
Direita	-2,10**	-0,02	0,76
	(0,94)	(0,95)	(2,37)
Esquerda	2,30**	0,92	0,38
-	(1,10)	(1,12)	(2,73)
Receita de transferências	0,01***	0,01***	0,02***
	(0,00)	(0,00)	(0,01)
Resultado primário	-0,08***	-0,08***	-0,14***
	(0,00)	(0,00)	(0,01)
Distância PES/RCL da LRF	99,51***	63,89***	78,12***
	(5,31)	(5,32)	(11,77)
População (ln)	-3,58***	-6,04***	-58,72***
	(0,54)	(1,08)	(17,99)
% idosos	-33,34*	-145,65***	-953,05***
	(20,26)	(39,76)	(261,88)
% população urbana	42,70***	48,80***	128,40***
	(2,12)	(4,52)	(43,56)
Dummy mandato 2005-2008	-10,52***	-8,71***	-7,25***
	(1,06)	(0,94)	(2,73)
Dummy mandato 2009-2012	-2,91**	2,74**	16,62***
	(1,16)	(1,22)	(4,93)
Observações	37.728	37.728	37.728

Nota: asteriscos denotam significância estatística a \*=10%; \*\*=5%; \*\*\*=1%. Fonte: elaborado pelos autores.

No que se refere à adoção do modelo de dados censurados à esquerda, os resultados estão em linha com os valores encontrados anteriormente, com a ressalva de que os efeitos marginais associado à *dummy* de interação não apresentaram significância estatística para os modelos *Tobit*. Desta forma, os resultados da Tabela 4 sugerem que em anos eleitorais, prefeitos em primeiro mandato não apresentam diferença quanto à redução de restos a pagar processados em relação aos prefeitos de segundo mandato.

## 5.2 Resultados para fluxo de restos a pagar processados

Para as estimações da variável dependente em fluxo, foram utilizados estimadores de efeitos fixos para dados em painel, também consistentes segundo o teste de Hausman. Nesta seção, foram ainda reportados os resultados para MQO agrupado e efeitos aleatórios. Cabe ressaltar que somente o estoque de restos a pagar foi transformado em fluxo via primeira-diferença, ou seja, todos as variáveis explicativas permanecem em nível.

Tabela 5 - Estimação dados em painel para fluxo de restos a pagar processados

Coeficientes	MQO	Efeitos	Efeitos		
(erro padrão)	agrupado	aleatórios	fixos		
Primeiro mandato	1,17	1,17	2,19***		
	(0,73)	(0,73)	(0,79)		
Ano eleitoral	-15,07***	-15,07***	-13,77***		
	(1,70)	(1,70)	(1,76)		
Interação	-5,11**	-5,11**	-4,99**		
	(2,10)	(2,10)	(2,10)		
Alinhamento presidente	-2,76***	-2,76***	-2,78***		
	(0,86)	(0,86)	(1,00)		
Alinhamento governador	0,69	0,69	2,12***		
	(0,64)	(0,64)	(0,78)		
Direita	0,65	0,65	1,84**		
	(0,63)	(0,63)	(0,92)		
Esquerda	1,19	1,19	1,19		
	(0,80)	(0,80)	(1,13)		
Receita de transferências	0,00	0,00	0,00		
	(0,00)	(0,00)	(0,00)		
Resultado primário	-0,13***	-0,13***	-0,14***		
	(0,01)	(0,01)	(0,01)		
Distância PES/RCL da LRF	4,07	4,07	-8,00		
	(4,90)	(4,90)	(7,64)		
População (ln)	0,31	0,31	-29,22***		
	(0,38)	(0,38)	(6,62)		
% idosos	-16,11	-16,11	-198,50**		
	(13,81)	(13,81)	(96,37)		
% população urbana	-7,25***	-7,25***	-31,04**		
	(1,30)	(1,30)	(14,09)		
Dummy mandato 2005-2008	15,30***	15,30***	18,24***		
	(0,78)	(0,78)	(1,25)		
Dummy mandato 2009-2012	19,11***	19,11***	25,36***		
	(0,88)	(0,88)	(2,12)		
Constante	-3,56	-3,56	301,06***		
	(4,20)	(4,20)	(66,56)		
$R^2$	0,07	0,07	0,07		
Observações	37.728	37.728	37.728		
Teste de Hausman (p-value) 0,00					

Nota: asteriscos denotam significância estatística a \*=10%; \*\*=5%; \*\*\*=1%. Fonte: elaborado pelos autores.

Quando analisados os resultados para a variável dependente mensurada como fluxo (ver Tabela 5), o coeficiente associado à *dummy* primeiro mandato sugere que, na média dos anos não eleitorais, municípios cujos prefeitos encontravam-se em primeiro mandato aumentaram a inscrição de valores em restos a pagar em aproximadamente R\$ 2,19 per capita, ao ano, relativamente a municípios em que prefeitos não puderam tentar reeleição por estarem em segundo mandato. Estes resultados estão em linha com aqueles apresentados na Tabela 3 e na Tabela 4 e reforçam a percepção de que prefeitos em primeiro e em segundo mandato se diferenciam quanto à inscrição de restos a pagar processados nos anos em que não há eleição municipal.

Com respeito à *dummy* de ano eleitoral, o coeficiente associado foi estatisticamente significante e negativo. Assim, para anos eleitorais, municípios cujos prefeitos estavam em segundo mandato apresentaram redução de restos a pagar processados em montante da ordem de R\$ 13,77 em relação à média dos anos não eleitorais. A queda do fluxo em ano de eleição municipal pode ser explicada pela limitação imposta pela LRF na inscrição de restos a pagar em anos eleitorais.

Por último, quanto à interação entre as *dummies* de primeiro mandato e de ano eleitoral, o coeficiente também foi estatisticamente significante e negativo. Com isso, tem-se que em anos eleitorais, as localidades nas quais os incumbentes estavam em primeiro mandato apresentaram redução dos valores registrados em aproximadamente R\$ 4,99 em relação aos municípios com prefeitos em segundo mandato nos anos não eleitorais. Nota-se, entretanto, que em anos eleitorais a queda absoluta (ou seja, o módulo) do fluxo nas localidades com prefeitos em segundo mandato é maior do que nos municípios cujos prefeitos podem tentar concorrer à reeleição.

É importante notar que para os restos a pagar mensurados como fluxo, os coeficientes associados às *dummies* de mandato mostraram-se significantes e positivos. Mais uma vez corroboram-se as evidências de que tem-se aumentado os valores inscritos em restos a pagar processados nos últimos anos da amostra, conforme sugerido pela Tabela 1. Tal fato sinaliza um possível aumento da fragilidade orçamentária futura dos municípios.

#### 5.3 Testes de robustez

Para testar a robustez dos resultados apresentados anteriormente, as mesmas estimações foram estimadas por meio do método de regressão descontínua (*sharp RDD*) para dados em painel, visto que esse tipo de método permite inferir causalidade e aumenta a validade interna dos resultados encontrados. Ademais, os resultados identificam o efeito médio do tratamento, que para o caso aqui estudado é estar em primeiro mandato.

O método *sharp RDD* pode ser usado quando a probabilidade de receber tratamento muda de forma descontínua de acordo com uma variável. Assim, neste artigo, é possível explorar a descontinuidade na margem de votos de vitória das eleições municipais. A partir da equação (1), cria-se nova equação modificada, sendo acrescentado uma função f(margem):

$$RP_{i,t} = \alpha + \beta_1 \left( primeiro\_mandato_{i,t} \right) + \beta_2 \left( ano\_eleitoral_t \right) + \beta_3 \left( interação \right) + f \left( margem \right) \\ + Controles + \varepsilon_{i,t}$$

em que margem é definida como a diferença do percentual de votos recebida pelo primeiro 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. Assim, a ideia deste procedimento é comparar municípios com prefeito em primeiro mandato e que venceram por uma pequena margem de votos, por um lado, e municípios com prefeito em segundo mandato e que também venceram por uma pequena margem, por outro. Além disso, f(margem) é um polinômio de ordem-p composto pela margem de vitória e interação entre margem de vitória e dummy de primeiro mandato, podendo assumir as formas linear, quadrática, cúbica ou de maior ordem.

Os resultados da regressão descontínua reportados na Tabela 6 confirmam os efeitos encontrados anteriormente, visto que são obtidos resultados bastantes similares. Tanto a variável dependente mensurada como estoque quanto fluxo apresentaram coeficientes estatisticamente

significantes para a *dummy* de primeiro mandato, indicando efeito médio positivo nos saldos e no fluxo de restos a pagar processados em anos não eleitorais nos municípios cujos prefeitos estavam em primeiro mandato, em relação às localidades com prefeitos em segundo mandato.

No que diz respeito as *dummies* que captam os efeitos em anos eleitorais, os coeficientes encontrados também corroboram os resultados encontrados anteriormente. Em anos eleitorais, prefeitos em segundo mandato (veja efeito médio associado à *dummy* ano eleitoral) e prefeitos em primeiro mandato (*dummy* de interação) diminuem o estoque e o fluxo de restos a pagar processados em relação aos anos não eleitorais e às localidades com prefeitos em segundo termo.

Tabela 6 - Estimação sharp RDD para estoque e fluxo de restos a pagar processados

Coeficientes	Variável dependente em estoque		Variável dependente em fluxo			
(erro padrão)	Linear	Quadrático	Cúbico	Linear	Quadrático	Cúbico
Primeiro mandato	14,12***	12,26***	14,32***	3,44***	4,06***	3,89**
	(1,87)	(2,58)	(3,34)	(1,02)	(1,36)	(1,74)
Ano eleitoral	-6,06***	-6,04***	-6,02***	-13,75***	-13,75***	-13,76***
	(1,64)	(1,64)	(1,64)	(1,76)	(1,76)	(1,76)
Interação	-2,97*	-2,97*	-2,97*	-4,99**	-5,00**	-5,00**
	(1,72)	(1,72)	(1,72)	(2,10)	(2,10)	(2,10)
$\mathbb{R}^2$	0,06	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
Observações	37.728	37.728	37.728	37.728	37.728	37.728
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

Nota: asteriscos denotam significância estatística a \*=10%; \*\*=5%; \*\*\*=1%; Linear, quadrático e cúbico se referem à especificação do polinômio das estimações do tipo *sharp RDD*.

Fonte: elaborado pelos autores.

# 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo dos últimos anos, tem sido observado um crescimento significativo dos valores inscritos em restos a pagar por parte do governo federal brasileiro. Esta é uma estratégia de adiamento de pagamento de despesas liquidadas sem comprometer o resultado fiscal de determinado ano. Contudo, os restos a pagar registrados pelos municípios brasileiros também tem apresentado crescimento significativo no passado recente.

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 adotariam uma gestão diferenciada dessa rubrica dados os incentivos distintos definidos pela limitação de mandato que o político se encontra - 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 visando ampliar sua popularidade e sinalizar competência ao eleitorado.

Para essa investigação, foi construída uma amostra com informações fiscais, eleitorais e demográficas de 3.144 municípios brasileiros entre os anos de 2001 e 2012, em que foram estudados os impactos nos períodos pré-eleitorais e eleitorais dos três mandatos que compõe o período. Além das técnicas tradicionais para dados em painel, utilizou-se também estimações para dados em painel via modelos censurados em zero à esquerda (*Tobit*) para variável dependente estoque de restos a pagar processados assim como o método *panel sharp RDD*, como forma de testar a robustez dos resultados.

Os resultados encontrados sugerem que os tipos de prefeitos (se em primeiro ou segundo mandato) de fato se diferenciam em anos não eleitorais, com prefeitos de localidades cujos prefeitos estão em primeiro mandato apresentando estoque e fluxo de restos a pagar processados maiores do

que as localidades com prefeitos em segundo mandato. Ademais, em ano eleitoral, os dois tipos de prefeitos apresentam queda dessa rubrica em função da limitação imposta pela LRF, que não permite a inscrição de valores em restos a pagar nos dois últimos quadrimestres de mandato, sem a respectiva contrapartida orçamentária.

Os resultados econométricos, de certa forma, seguem outros resultados encontrados na literatura que versa sobre o efeito de *term limit* ao mostrar diferenciação entre os tipos de incumbentes. Contudo, considerando que alguns trabalhos da área encontraram efeito em anos eleitorais, os resultados obtidos neste artigo divergem da literatura, visto que a diferenciação na postergação de despesas liquidadas, ou seja, a inscrição de valores em restos a pagar processados, ocorre, em maior escala, nos anos não eleitorais.

Por fim, é importante alertar o aumento do estoque dessa rubrica por parte das prefeituras brasileiras. Tal estratégia, que também tem sido utilizada pelo governo federal, pode causar impactos negativos significativos sobre o ciclo de planejamento fiscal e sobre a realização de políticas públicas de médio e de longo prazo, visto ser uma possível fonte de desajustes futuros nas finanças públicas.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, M. Nota Técnica: Restos a Pagar e Artifícios Contábeis. Brasília: IPEA, 2011.

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

BESLEY, T.; CASE, A. Does electoral accountability affect economic policy choices? Evidence from gubernatorial term limits. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 110, n. 3, p. 769–98, 1995.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, 2005.

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

FERREIRA, I. F.; BUGARIN, M. S. Transferências voluntárias e ciclo político orçamentário no federalismo fiscal brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 3, p. 271–300, 2007.

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

VON HAGEN, J. Fiscal rules, fiscal institutions, and fiscal performance. *The Economic and Social Review*, v. 33, n. 3, p. 263–284, 2002.

IRWIN, T. Accounting devices and fiscal illusions. International Monetary Fund, 2012.

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, 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*, Elsevier, 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, 2014.

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, 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.

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

NOVAES, L.; MATTOS, E. O efeito da intenção de reeleição sobre gastos em saúde: uma análise com base no modelo de reputação política. *Revista de Economia Política*, 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. São Paulo: EdUSP, 2002.

TER-MINASSIAN, T. Brazil is losing its fiscal policy compass. Vox.LACEA, 2013.

## **APÊNDICES**

## A - Construção das dummies de ideologia partidária

Para a construção das *dummies* de ideologia partidária foi utilizada a classificação realizada por Rodrigues (2002). Assim, foram classificados como partidos de direita: o antigo Partido Social Democrático (PSD), extinto em 2003; Partido Social Cristão (PSC); Partido Social Trabalhista (PST); Partido Progressista (PP), antigo PPB; Democratas (DEM), antigo PFL; Partido da República (PR), fusão de PL e PRONA.

Os partidos classificados de esquerda da amostra 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 as *dummies* de direita e de esquerda possuem como referência os partidos de centro e 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 (2002) 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 Social Liberal (PSL), Partido Trabalhista do Brasil (PT do B), Partido Trabalhista Cristão (PTC) e Partido Trabalhista Nacional (PTN) - foram considerados sem ideologia definida.

B - Coeficientes dos modelos Tobit para restos a pagar processados

Coeficientes	Tobit	Tobit	Tobit	
(erro padrão)	agrupado	efeito aleatório	efeito fixo	
Primeiro mandato	15,96***	14,44***	17,45***	
	(1,23)	(1,04)	(1,75)	
Ano eleitoral	-10,64***	-9,95***	-8,09***	
	(1,98)	(1,58)	(2,16)	
Interação	-2,59	-2,76	-2,50	
	(2,43)	(1,92)	(2,24)	
Alinhamento presidente	6,52***	7,24***	9,44***	
_	(1,21)	(1,04)	(1,70)	
Alinhamento governador	0,50	-2,77***	-3,39**	
-	(1,03)	(0,93)	(1,47)	
Direita	-2,61**	-0,03	0,76	
	(1,16)	(1,18)	(2,37)	
Esquerda	2,86**	1,15	0,38	
_	(1,37)	(1,39)	(2,73)	
Receita de transferências	0,02***	0,01***	0,02***	
	(0,00)	(0,00)	(0,01)	
Resultado primário	-0,10***	-0,10***	-0,14***	
_	(0,00)	(0,00)	(0,01)	
Distância PES/RCL da LRF	123,41***	79,26***	78,12***	
	(6,59)	(6,59)	(11,77)	
População (ln)	-4,45***	-7,50***	-58,72***	
	(0,68)	(1,35)	(17,99)	
% idosos	-41,35*	-180,70***	-953,05***	
	(25,13)	(49,33)	(261,88)	
% população urbana	52,96***	60,54***	128,40***	
	(2,62)	(5,61)	(43,56)	
Dummy mandato 2005-2008	-13,05***	-10,81***	-7,25***	
	(1,31)	(1,16)	(2,73)	
Dummy mandato 2009-2012	-3,61**	3,39**	16,62***	
	(1,43)	(1,52)	(4,93)	
Constante	89,97***	123,03***	-	
	(7,16)	(13,55)		
Observações	37.728	37.728	37.728	

Nota: asteriscos denotam significância estatística a \*=10%; \*\*=5%; \*\*\*=1%. Fonte: elaborado pelos autores.