

X Seminário Discente da Pós-Graduação em Ciência Política da USP
Mesa: A política do combate à corrupção

**Independência institucional garante a atuação imparcial no combate à
corrupção? Evidências do controle exercido pelo TCU sobre os municípios⁰**
(Versão Preliminar)

Thiago do Nascimento Fonseca
thiago.nascimento.fonseca@usp.br
Doutorando, Universidade de São Paulo

2020

⁰Trabalho preparado para apresentação no X Seminário Discente da Pós-Graduação em Ciência Política da USP em São Paulo, SP, entre 9 e 13 de novembro de 2020. A pesquisa conta com o apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processo nº 2017/00702-6. As opiniões, hipóteses e conclusões ou recomendações expressas neste material são de responsabilidade do(s) autor(es) e não necessariamente refletem a visão da FAPESP.

Independência institucional garante a atuação imparcial no combate à corrupção? Evidências do controle exercido pelo TCU sobre os municípios*

Thiago Nascimento Fonseca[†]

Novembro, 2020

Resumo

O presente trabalho contesta a recomendação predominante de que instituições de combate à corrupção devem ser revestidas de garantias de independência para assegurar sua imparcialidade. Com dados de auditorias empreendidas pelo Tribunal de Contas da União sobre os municípios brasileiros entre 2009 e 2012, o desenho de regressão descontínua proposto estima efeitos causais e supera limites da literatura especializada, até então restrita à análise do efeito da indicação técnica ou política dos dirigentes dos tribunais de contas. Além de evidências qualitativas que reforçam as premissas teóricas, os resultados sugerem que, mesmo com garantias de independência e independentemente da origem política ou técnica de seus ministros, o TCU evita auditar aliados dos atores políticos capazes de ameaçar seu poder institucional: os partidos da coalizão federal. O artigo questiona se a atuação destas instituições é compatível à democracia dado que seu controle desigual não passa pelo crivo das urnas.

Introdução

Não é raro encontrar nos debates público e acadêmico afirmações em prol da independência de instituições de combate à corrupção. Segundo o argumento predominante, estes órgãos de controle atuariam com imparcialidade se estivessem protegidos por garantias

*Trabalho preparado para apresentação no X Seminário Discente da Pós-Graduação em Ciência Política da USP em São Paulo, SP, entre 9 e 13 de novembro de 2020. A pesquisa conta com o apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processo nº 2017/00702-6. As opiniões, hipóteses e conclusões ou recomendações expressas neste material são de responsabilidade do(s) autor(es) e não necessariamente refletem a visão da FAPESP.

[†]PhD Student, Department of Political Science, USP. thiago.nascimento.fonseca@usp.br.

de independência. O raciocínio é simples: se estas instituições não forem independentes, governos impediriam ações de controle sobre sua administração e seus aliados, resultando em um controle desigual. No entanto, ainda não sabemos se garantias de independência institucional realmente incentivam ações imparciais no combate à corrupção.

O presente artigo investiga se, mesmo com garantias de independência institucional, instituições de combate à corrupção exercem controle desigual sobre seus jurisdicionados para proteger seu poder institucional. Afinal, em democracias governos podem propor reformas institucionais capazes de diminuir atribuições e discricionariedade das instituições de controle, mesmo quando estas são dotadas de garantias de independência. Com dados de auditorias empreendidas pelo Tribunal de Contas da União sobre a gestão municipal de recursos provenientes do nível federal entre 2009 e 2012, o desenho de regressão descontínua proposto, além de procurar estimar efeitos causais, supera limites da literatura especializada, até então restrita à análise do efeito da indicação técnica ou política dos dirigentes dos órgãos de controle (Hidalgo, Canello, and Lima-de Oliveira, 2016; Melo, Pereira, and Figueiredo, 2009). Como alternativa, esta pesquisa pretende verificar se aliados do governo federal no nível local são mais auditados que os aliados da oposição, visto que apenas governos majoritários podem diminuir o poder institucional dos órgãos de controle.

Os resultados indicam que as chances de auditoria diminuem em municípios governados por partidos da coalizão federal se comparados aos municípios governados pela oposição, o que fortalece a teoria de que instituições com garantias de independência evitam exercer controle sobre atores capazes de ameaçar seu poder institucional. Evidências qualitativas também corroboram com as premissas da teoria proposta, mostrando que representantes do nível federal se importam com as auditorias nos municípios e possuem capacidade para reformar instituições de controle, além de que os controladores desejam manter seu poder institucional e evitam contrariar o interesse dos atores políticos

capazes de aprovar reformas.

A tese de que instituições de controle com garantias de independência têm incentivos para atuar com viés político não é nova. No Brasil, dirigentes dos tribunais de contas subnacionais (conselheiros) seriam incentivados a evitar controlar as contas dos atores políticos que os escolheram para o cargo como forma de recompensa, enquanto conselheiros provenientes dos quadros técnicos destes tribunais atuariam com isenção (Hidalgo, Canello, and Lima-de Oliveira, 2016; Melo, Pereira, and Figueiredo, 2009). Seguindo este raciocínio, para tornar o controle de contas mais imparcial, cortes de contas deveriam ser ainda mais independentes, retirando dos políticos a prerrogativa de indicar de seus dirigentes (Hidalgo, Canello, and Lima-de Oliveira, 2016).

O problema é que a variável independente utilizada para explicar a falta de imparcialidade, a indicação de conselheiros políticos ou técnicos, não permite inferir se conselheiros técnicos são realmente imunes à influência política. Isso porque conselheiros de origem técnica poderiam ter maior taxa de condenação, não devido à sua imunidade à influência política, mas porque são mais punitivos, o que não necessariamente representaria atuação imparcial. Vale ressaltar que, no Brasil, administradores públicos têm acusado os órgãos de controle de impor punições excessivas por erros administrativos de baixa relevância, além de estabelecerem soluções administrativas que ultrapassam suas prerrogativas e invadem as atribuições dos gestores¹. Especialistas apresentaram evidências qualitativas desta relação de conflito (Olivieri et al., 2015).

No presente trabalho, ao contrário, o alinhamento entre o partido que governa o município e a coalizão federal é que define o grupo de tratamento, e não a indicação política dos dirigentes da instituição. Isso porque, mesmo com garantias de independência, cortes de contas poderiam evitar impor custos eleitorais a governos e seus aliados, já que governos majoritários teriam a capacidade de propor reformas para diminuir recur-

¹Tais acusações, por exemplo, favoreceram o Projeto de Lei 7.448 de 2017, convertido em Lei Ordinária 13.655 de 2018, que pretendia limitar a atuação dos órgãos de controle.

sos, prerrogativas e discricionariedade das instituições de controle – ou seja, seu poder institucional.

O Brasil possui um sistema político promissor para testar se instituições de combate à corrupção com garantias de independência atuam de modo desigual. Dado que as receitas municipais são majoritariamente compostas por recursos provenientes do nível federal (Arretche, 2010), o TCU pode auditar com discricionariedade mais de 5 mil municípios brasileiros, nos quais atores locais atuam como *brokers* para candidatos no nível federal (Avelino, Biderman, and Barone, 2012; Novaes, 2018). Além disso, o Tribunal de Contas é um bom exemplo de instituição pública de auditoria com independência *de jure*, pois possui amplas garantias de independência citadas pela literatura comparada, tais como independência financeira, processo de escolha dos ministros dissociado do ciclo eleitoral e pouco dependente do Poder Executivo, além de vitaliciedade de seus dirigentes (Santiso, 2007b; Speck, 2011).

A segunda seção apresenta brevemente como o TCU se relaciona com o sistema político brasileiro. A terceira seção teoriza sobre os interesses em jogo na relação entre o órgão de controle e as instituições representativas, bem como evidências qualitativas que fundamentam a teoria. Em seguida, descrevo os dados, o método e o desenho de pesquisa. Os resultados empíricos e a validade dos modelos serão discutidos na sexta seção. Por fim, discuto as implicações do resultado da pesquisa, sugerindo que conferir garantias de independência não garante um controle imparcial sobre a corrupção.

O TCU no sistema político brasileiro

O sistema federativo brasileiro é composto por três níveis de governo, cada qual com receitas compostas por fontes próprias e por transferências de níveis hierarquicamente superiores. A arrecadação de impostos é altamente concentrada na esfera federal, a qual contribui financeiramente para a receita de estados e municípios por meio de trans-

ferências constitucionais e discricionárias. Neste sistema orçamentário, o Tribunal de Contas da União e os 32 tribunais de contas subnacionais são responsáveis por fiscalizar e julgar administrativamente a regularidade da gestão de recursos arrecadados nos seus respectivos níveis de governo². Portanto, o TCU pode fiscalizar a gestão de recursos federais transferidos a todos os estados e municípios, sendo impedido apenas de fiscalizar gastos provenientes de fontes de arrecadação própria dos níveis subnacionais. Dado que os municípios brasileiros têm baixa capacidade de arrecadação própria e suas receitas são majoritariamente compostas por recursos provenientes do nível federal (Arretche, 2010), o TCU tem a prerrogativa de fiscalizar a gestão de mais de cinco mil municípios, governados por partidos variados.

O TCU possui unidades técnicas que atuam em cada estado da federação fiscalizando seus municípios. Cada estado da federação e seus respectivos municípios são divididos em listas, que são distribuídas aos ministros do TCU por sorteio aleatório a cada dois anos. Cada ministro é responsável pela fiscalização e instrução processual de unidades jurisdicionadas de sua lista, assumindo o papel de relator. Embora parte das fiscalizações seja provocada por denúncias e representações de outras instituições públicas³, a corte de contas tem autonomia para investigar a aplicação de recursos públicos por iniciativa própria. Entre os vários instrumentos de fiscalização, a auditoria é utilizada para avaliar a gestão de recursos a partir de critérios legais e de economicidade, eficiência e eficácia⁴.

²Os 26 Tribunais de Contas dos Estados (TCE) são responsáveis por fiscalizar a gestão de recursos arrecadados por seus respectivos estados, enquanto três tribunais de contas municipais se restringem aos recursos arrecadados por suas respectivas prefeituras. Além disso, exclusivamente em três estados da federação brasileira existem tribunais de contas (TCM) incumbidos de fiscalizar a gestão de todos os seus municípios. Neste caso, os TCEs fiscalizam apenas unidades administrativas dos governos estaduais, enquanto nos demais estados os TCEs também controlam contas municipais.

³O Congresso Nacional pode solicitar compulsoriamente ao TCU ações de fiscalização, enquanto cabe ao tribunal avaliar a viabilidade de denúncias e representações por outras instituições públicas. Denúncias são feitas por qualquer cidadão, e representações podem ser movidas por qualquer funcionário público em razão do cargo que ocupa.

⁴Entre os demais instrumentos de fiscalização, o TCU também empreende (i) levantamentos, que visam conhecer a organização e o funcionamento das unidades jurisdicionadas e de programas governamentais, a fim de identificar atividades passíveis de fiscalização e de avaliar a viabilidade de se empreender fiscalizações; (ii) inspeções, utilizadas para suprir omissões e lacunas de informações provenientes de auditorias, ou para apurar denúncias, representações ou solicitações do Congresso Nacional;

Auditorias podem ser executadas com grande discricionariedade pelo TCU, visto que estão sujeitas à discricionariedade dos ministros relatores e de suas unidades técnicas, abrindo margem para que a instituição atue de modo desigual.

Como salientado anteriormente, o TCU possui garantias institucionais interpretadas pela literatura comparada como imprescindíveis para assegurar sua independência em relação às instituições políticas, tais como autonomia financeira, processo de escolha de seus dirigentes (ministros) dissociado do ciclo eleitoral e pouco dependente do Poder Executivo, além vitaliciedade e inamovibilidade do cargo para os diretores (Santiso, 2007a; Speck, 2011). No entanto, em nenhum regime democrático instituições públicas de auditoria são completamente insuladas do sistema político. Entre os nove ministros (diretores) titulares, um terço é escolhido pelo Presidente da República, sendo um por livre escolha e dois alternadamente entre auditores do TCU e procuradores do Ministério Público Junto ao Tribunal de Contas, todos sujeitos à aprovação do Senado. Dois terços dos ministros titulares são escolhidos exclusivamente pelo Congresso Nacional. Além disso, o órgão de controle possui auditores de carreira, que ocupam o cargo de *ministro substituto*. Os *ministros substitutos* não são apenas convocados para substituir os ministros titulares esporadicamente em caso de vacância, uma vez que também são responsáveis por listas de jurisdicionados e instruem processos⁵. Em 2008, uma nova legislação aumentou de dois para três o número de ministros substitutos⁶.

A escolha do corpo dirigente dos tribunais de contas não é o único modo a disposição de políticos eleitos para constranger o controle de contas. Apesar da alta fragmentação partidária em ambas as casas legislativas no nível federal, não seria improvável que atores políticos levantassem esforços para constranger a corte de contas, caso esta impusesse

(iii) acompanhamentos, por meio dos quais a gestão de recursos é apreciada durante a aplicação de recursos em um período determinado previamente, por meio de documentos solicitados pelo Tribunal e através de visitas técnicas; e (iv) monitoramentos, utilizados após a identificação de irregularidades, mesmo que não tenham resultado em dano ao erário, a fim de averiguar se deliberações prévias da corte de contas estão sendo cumpridas.

⁵Brasil, 1992, art. 63 e 78.

⁶Brasil, 2008.

custos políticos aos seus aliados. Especialistas indicam que no Brasil a cooperação entre o chefe do executivo e sua coalizão no legislativo viabiliza a aprovação da agenda política do governo mesmo com o apoio de partidos ideologicamente distantes (Figueiredo and Limongi, 2007, 2000; Figueiredo and Limong, 1999; Neto, 2002; Pereira and Mueller, 2000).

Os ministros do TCU têm oportunidade para influenciar as atividades de controle em quatro fases: na seleção dos jurisdicionados que serão fiscalizados; no tempo entre a fiscalização e o julgamento das contas dos gestores públicos; na deliberação final, indicando existência de regularidade ou irregularidade na gestão de recursos; e, por fim, na imposição de sanções. Este trabalho analisa apenas a primeira fase, pois os dados disponíveis não permitiram a elaboração de desenhos de pesquisa capazes de evitar viés estatístico nas demais fases. De qualquer forma, a literatura já ofereceu evidências consistentes de que, mesmo sem a certeza futura de sanções legais, auditorias nos municípios impõem custos eleitorais, pois exercem efeito negativo sobre o sucesso eleitoral de prefeitos (Ferraz and Finan, 2008). O conteúdo de auditorias é frequentemente utilizado por adversários políticos com capacidade de depreciar a imagem de incumbentes quando sua gestão é suspeita de práticas irregulares.

Teoria e hipótese

Grande parte da literatura que analisou a performance de instituições de combate à corrupção esteve orientada a identificar variáveis que contribuem para a economia e a qualidade das políticas públicas. Modelos observacionais investigaram como o desenho institucional de empresas públicas de auditoria afetam à percepção da corrupção (Blume and Voigt, 2011) e a diminuição da carga tributária no nível local (Eichenberger and Schelker, 2007). Experimentos com tratamento aleatório também mostraram que o risco de auditoria teria impacto causal sobre a qualidade de serviços públicos e a corrupção

no Brasil (Zamboni and Litschig, 2018)⁷, além de diminuir gastos em políticas públicas no âmbito local na Indonésia, embora gestores públicos buscassem contornar o rico de auditoria aumentando despesas com a contratação de familiares (Olken, 2007).

Por outro lado, a literatura especializada compartilha a expectativa de que independência institucional não apenas contribuiria para a efetividade de instituições de combate à corrupção, mas também asseguraria sua imparcialidade (Hidalgo, Canello, and Lima-de Oliveira, 2016; Melo, Pereira, and Figueiredo, 2009; O'Donnell, 1998; Aaken, Feld, and Voigt, 2010; Van Aaken, Feld, and Voigt, 2008). Mesmo quando dotadas de amplas garantias de independência, estas instituições estariam sujeitas à influência política, visto que governos conservariam a prerrogativa de selecionar seus dirigentes (Hidalgo, Canello, and Lima-de Oliveira, 2016; Melo, Pereira, and Figueiredo, 2009). A solução, portanto, seria conferir ainda mais independência a estes órgãos, retirando dos governantes a prerrogativa de escolher os dirigentes (Hidalgo, Canello, and Lima-de Oliveira, 2016).

O principal problema do argumento a favor da independência de instituições de combate à corrupção é a premissa de que seus atores burocráticos não teriam ou não seriam incentivados por seus próprios interesses. Entretanto, não deveríamos negligenciar que os órgãos de controle desejam manter o poder institucional que já dispõem, ou seja, suas prerrogativas, autonomia e garantias de independência. Após as turbulências causadas pela Operação Lava Jato, por exemplo, os congressistas passaram a elaborar a Lei de Abuso de Autoridade, que previa punições a agentes públicos que agissem em desacordo com suas prerrogativas⁸. O projeto foi amplamente criticado por membros de instituições de controle, os quais afirmavam que a nova lei contribuiria para a impunidade. A reação de instituições de combate à corrupção contra novos limites à sua atuação não é

⁷Entre as variáveis dependentes podemos destacar a quantidade de compras públicas sem concorrência, a satisfação pública quanto aos serviços de saúde preventiva e primária, a conformidade com as regras das políticas públicas federais e processos movidos pelo Ministério Público envolvendo desperdício e corrupção.

⁸Lei 13.869 de 2019.

novidade. Em meio às grandes manifestações em 2013, o Ministério Público fez grande campanha para barrar a PEC 37, que pretendia proibir a execução de investigações criminais por iniciativa deste órgão, deixando tal prerrogativa a cargo exclusivo das polícias civis⁹. Dado que instituições de combate à corrupção com garantias de independência almejam conservar o poder institucional que já dispõem, seria plausível supor que, para tanto, evitariam entrar em conflito com os atores que representariam perigo a este interesse: a coalizão governista. Salvo em contextos de instabilidade política, governos com apoio majoritário no poder legislativo seriam capazes de diminuir o poder institucional destes órgãos. A literatura de *judicial politics*, inclusive, argumenta que existem incentivos para que cortes constitucionais evitem contrariar decisões políticas, devido ao receio dos juízes de sofrerem processos de *impeachment* e de serem alvo de reformas institucionais capazes de diminuir sua autonomia e discricionariedade (Hall and Ura, 2015; Harvey and Friedman, 2009; Leiras, Tuñón, and Giraudy, 2014; Rosenberg, 1992).

Vale ressaltar que nas democracias, nenhuma instituição de combate à corrupção está completamente insulada do sistema político. O Tribunal de Contas da União, por exemplo, apesar de ter amplas garantias de independência se comparado às instituições públicas de auditoria de outros países (Santiso, 2007a; Speck, 2011), pode ser alvo de reformas institucionais capazes de diminuir sua independência e suas prerrogativas. Em outras palavras, não é possível analisar empiricamente instituições plenamente independentes, porque estas não existem em regimes democráticos, mas ainda é possível analisar órgãos com amplas garantias de independência, como o TCU.

Apesar da alta fragmentação partidária em ambas as casas legislativas no nível federal, governos no Brasil teriam a capacidade de diminuir prerrogativas de instituições de combate à corrupção. Como ressaltado anteriormente, a cooperação entre chefe do executivo e sua coalizão no legislativo permite a aprovação da agenda política do governo mesmo com o apoio de partidos ideologicamente distantes (Figueiredo and Limong, 1999;

⁹Proposta de Emenda à Constituição 37/2011

Figueiredo and Limongi, 2000, 2007; Neto, 2002; Pereira and Mueller, 2000). Evidências qualitativas também sugerem que o governo federal seria capaz de impor limites às instituições com garantias de independência. Devido às constantes críticas de administradores públicos contra supostos exageros praticados por instituições de controle, em 2017 surgiu uma proposta legislativa que transferia aos órgãos de controle a responsabilidade de indicar as consequências jurídicas e administrativas de suas decisões contra irregularidades praticadas por gestores públicos¹⁰. Antes do surgimento do projeto, especialistas já haviam reunido evidências qualitativas sobre administradores públicos contrários à atuação dos controladores (Olivieri et al., 2015). De autoria de um membro da coalizão governista, o senador Antônio Anastasia (PSDB), o projeto legislativo atingia órgãos como o TCU e o Ministério Público da União, os quais se manifestaram publicamente contra a medida, acusando a iniciativa de favorecer a corrupção. Salvo alguns vetos, em 2018 o projeto foi aprovado pelo então presidente Michel Temer (MDB/PMDB), mesmo seu partido tendo que enfrentar elevados custos de reputação em pleno ano eleitoral.

Para evitar conflitos com as instituições representativas, o TCU poderia evitar impor custos eleitorais ao governo e aos seus aliados se abstendo de fiscalizá-los. Como ressaltado anteriormente, a literatura ofereceu evidências consistentes de que a exposição de irregularidades por auditorias no âmbito municipal diminui o sucesso eleitoral de prefeitos (Ferraz and Finan, 2008; Winters and Weitz-Shapiro, 2013). No Brasil, a imposição de custos eleitorais aos governos municipais também pode gerar custos aos atores políticos no nível federal, porque o sucesso eleitoral dos últimos depende do apoio dos primeiros, os quais agem como *brokers* nas eleições federais (Avelino, Biderman, and Barone, 2012; Novaes, 2018).

Há exemplos de que políticos no nível federal se importam com auditorias no nível local. Em 2004, um projeto de lei no Senado pretendeu proibir que auditorias executadas pela Controladoria Geral da União (CGU) fossem realizadas durante as eleições

¹⁰Projeto de Lei 7.448 de 2017 convertido em Lei Ordinária 13.655 de 2018.

municipais, além de determinar que o conteúdo de todas as auditorias realizadas em ano eleitoral se tornasse público antes das eleições¹¹. Dado que a CGU empreendia auditorias aleatórias nos municípios, a obrigatoriedade da divulgação dos resultados antes das eleições asseguraria que o risco de sofrer custos eleitorais seria enfrentado pelos partidos com igual probabilidade. A autora do projeto, de oposição, senadora Roseana Sarney (PFL), justificou a proposta ressaltando o intuito de garantir a igualdade da disputa eleitoral:

“Efetivamente, esse instrumento, travestido de procedimento de busca da moralidade pública, tem sido utilizado, muitas vezes, apenas para constranger os adversários ao partido no poder federal ou estadual. Assim, inicia-se uma auditoria no período eleitoral sobre os recursos transferido a uma prefeitura de outra corrente política sabendo-se que isso dará grande material para a mídia, mesmo que ao final das contas não exista irregularidade. O mesmo se dá com a divulgação de resultados dessas auditorias no período eleitoral, quando, com grande frequência, se amplificam falhas formais, cujo esclarecimento vai ocorrer apenas após os pleitos”¹².

Embora o projeto de lei não envolvesse auditorias empreendidas pelo TCU, esta evidência ressalta que congressistas no nível federal se importam com as auditorias no nível local e reconhecem que estas podem ser utilizadas politicamente para depreciar a imagem de candidatos específicos. Por isso, mesmo que atores políticos no nível local não possam diminuir o poder institucional do TCU diretamente, existem incentivos para que integrantes do governo federal se mobilizem para constranger a corte de contas se seus apoiadores no nível local arcarem com custos eleitorais das ações de controle.

Portanto, existem incentivos para que o TCU evite fiscalizar municípios governados por partidos da coalizão federal, mesmo quando consideramos apenas os ministros provenientes de cargos técnicos. Desse modo, podemos formular a hipótese deste trabalho:

¹¹Lei nº 9.504, art. 73, IX.

¹²Projeto de Lei do Senado Nº 369, de 2004.

Hipótese I: Municípios governados por partidos da coalizão do governo federal possuem menores chances de serem auditados se comparados com os governos municipais governados por partidos de oposição, independentemente dos ministros relatores responsáveis por sua jurisdição.

A apreciação das contas de presidentes da república pelo TCU também é um bom exemplo de como o órgão evita entrar em conflito com os interesses da coalizão. Durante o processo de *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff, o TCU rejeitou pela primeira vez as contas presidenciais sob a constituição de 1988, favorecendo a coalizão que se formava para apoiar o governo substituto, presidido por Michel Temer. Naquele momento, independentemente do resultado da apreciação das contas presidenciais (pela rejeição ou aprovação), os congressistas poderiam aprovar o *impeachment* de Rousseff de qualquer forma. O TCU prestou apoio aos integrantes que viriam a compor o próximo governo no interior do legislativo. Em outubro de 2016, quando a defesa de Dilma tentava reverter seu *impeachment* no Supremo Tribunal Federal por meio de um mandado de segurança, o TCU sugeriu que o Congresso rejeitasse novamente as contas da gestão Dilma.

Anos mais tarde, o TCU teve que apreciar as contas do presidente Jair Bolsonaro. O início de seu governo foi marcado por fortes conflitos com o Congresso, devido aos ataques do presidente contra o poder legislativo e à sua opção de não formar uma coalizão majoritária. Apesar de estar em conflito aberto contra o governo, a maioria legislativa não entrou em consenso sobre o *impeachment* de Bolsonaro, levando o presidente da Câmara dos Deputados, Rodrigo Maia (DEM), a não aceitar nenhum pedido de *impeachment* contra o presidente. O parecer sobre as contas da presidência destacou diversas irregularidades, entre as quais desvio de R\$ 7,6 bilhões à Empresa Gerencial de Projetos Navais (Emgepron)¹³. No entanto, visto que não se formou uma nova coalizão para

¹³Segundo o relatório o governo teria realizado “aportes de capital da ordem de R\$ 7,6 bilhões à

depor Bolsonaro, o TCU agiu estrategicamente fornecendo parecer pela “aprovação com ressalvas” das contas presidenciais. Inclusive, o presidente do TCU, Bruno Dantas, fez comentários similares aos utilizados por parte da opinião pública contra Bolsonaro e seus apoiadores, mesmo que os argumentos não tivessem qualquer relação com as contas do governo:

“os alicerces de nosso estado de direito democrático não é um mero recuo a década de 60 do século passado, é um recuo de oito séculos ao período medieval... não devemos temer as turbulências de determinado momento histórico, qualquer que seja. Porque a história mostra que as reações da sociedade, quando maduras, são sempre na direção da liberdade e contra o absolutismo, o arbítrio e a negação da ciência... Em relação à conformidade financeira e orçamentária, chama atenção para situações que insinuam movimento de afrouxamento das regras fiscais algo que pode ser bastante nefasto para a rigidez das contas públicas...”¹⁴.

Em outras palavras, o TCU agiu de acordo com os interesses dos atores capazes de onerá-lo no futuro. No segundo mandato de Dilma, o TCU ficou do lado do governo que estava por vir, enquanto, na gestão Bolsonaro, o órgão de controle agiu estrategicamente em meio à indefinição de uma nova coalizão capaz de depor o presidente, sem reprovar suas contas, mas sinalizando aos congressistas a disponibilidade de prestar apoio caso estes se mobilizassem para derrubar Bolsonaro.

As evidências qualitativas, portanto, fortalecem as premissas da teoria proposta, segundo as quais representantes eleitos no nível federal se importam com as auditorias nos municípios, a coalizão é capaz de aprovar reformas institucionais que diminuem o

Empresa Gerencial de Projetos Navais (Emgepron) como instrumento para terceirização da execução de despesas típicas da Administração Direta, o que configura desvio capaz de afetar o equilíbrio das contas públicas, nos termos do art. 1º, parágrafo único, da LRF, em razão da violação aos pressupostos e limitações relacionadas à Emenda Constitucional 95/2016, bem como aos princípios orçamentários e fiscais”. Disponível em <https://portal.tcu.gov.br/inicio/>. Acesso em 09/10/2020.

¹⁴Secom TCU, 10/06/2020. Disponível em: <https://portal.tcu.gov.br/imprensa/noticias/parecer-previo-do-tcu-propoe-aprovacao-com-ressalvas-das-contas-do-presidente-da-republica.htm>. Acesso em 09/10/2020.

poder institucional dos controladores, e instituições de controle preferem não entrar em conflito com os atores capazes de ameaça-las.

Dados

Esta pesquisa utilizou dados de auditorias executadas pelo Tribunal de Contas da União sobre os municípios brasileiros entre 2009 e 2012. Os dados foram obtidos por *web scraping* na página web do TCU, que disponibiliza dados sobre vários instrumentos de fiscalização. A auditoria não é o único instrumento de fiscalização à disposição do TCU, mas restringir a análise às auditorias proporciona inferências mais confiáveis dado que este instrumento depende mais da discricionariedade dos relatores e de suas equipes. Entretanto, é possível que o órgão controle também utilize os demais instrumentos de fiscalização para exercer controle desigual sobre as contas públicas. A tabela 1 mostra que, representando 71% dos casos, a Tomada de Contas Especial foi o instrumento jurídico mais utilizado entre 2001 e 2018, seguido de representações de outras instituições públicas (11.64%), auditorias discricionárias (8.43%) e denúncias (5.48%). Ao contrário das auditorias, os demais instrumentos de fiscalização podem ser mais suscetíveis à provocação de atores externos ou de ações das próprias prefeituras quando se omitem da obrigação de prestar contas¹⁵.

Entretanto, as auditorias nos municípios vêm ganhando cada vez mais importância, como mostra o gráfico 1. Apesar de fortes oscilações, o número de auditorias nos municípios aumentou a partir de 2010, possivelmente devido à aprovação da Lei da Ficha Limpa, que gerou a possibilidade de políticos e administradores públicos serem proibidos de disputar as eleições se estiverem envolvidos em irregularidades¹⁶. À direita do gráfico

¹⁵Neste último caso, por exemplo, se municípios governados por partidos da coalizão federal tiverem incentivos para se omitir da obrigação de prestar contas, inferências a partir da comparação entre municípios tratados e não tratados poderiam medir o efeito da negligência de municípios da coalizão em prestar contas em vez de testar se o TCU exerce controle desigual.

¹⁶O TCU envia para a justiça eleitoral evidências de suspeitos de envolvimento em irregularidades.

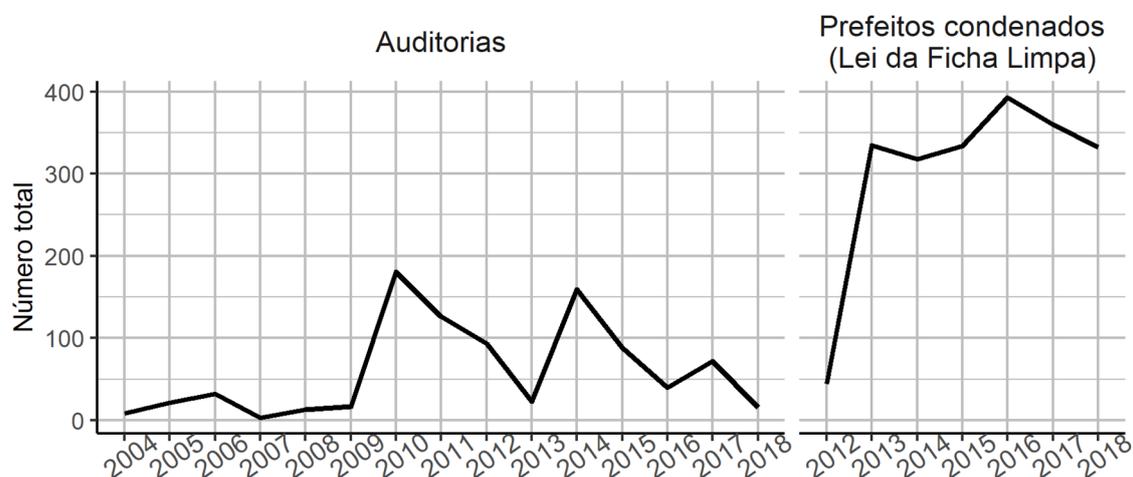
Tabela 1 – Instrumentos de fiscalização utilizados pelo TCU sobre os municípios entre 2001 e 2018

| Instrumento de Fiscalização | N | % |
|--|-------|--------|
| Tomada de Contas Especial | 11652 | 71.05% |
| Representações | 1909 | 11.64% |
| Auditorias | 1383 | 8.43% |
| Denúncias | 898 | 5.48% |
| Monitoramento (após a detecção de irregularidades) | 382 | 2.33% |
| Solicitações do Congresso Nacional | 110 | 0.67% |
| Acompanhamentos (durante a aplicação de recursos) | 44 | 0.27% |
| Levantamentos | 16 | 0.1% |
| Inspeções | 5 | 0.03% |

Fonte: elaborado pelo autor.

1, é possível observar o número de prefeitos responsáveis por irregularidades com implicação eleitoral. Vale ressaltar que os prefeitos condenados por irregularidade de contas ultrapassam o número de auditorias, porque os condenados também foram fiscalizados por meio de outros instrumentos.

Gráfico 1 - Número de auditorias nos municípios entre 2001 e 2016.



Fonte: elaborado pelo autor a partir de TCU.

Os testes desta pesquisa se restringem à disputa eleitoral de 2008 e às auditorias

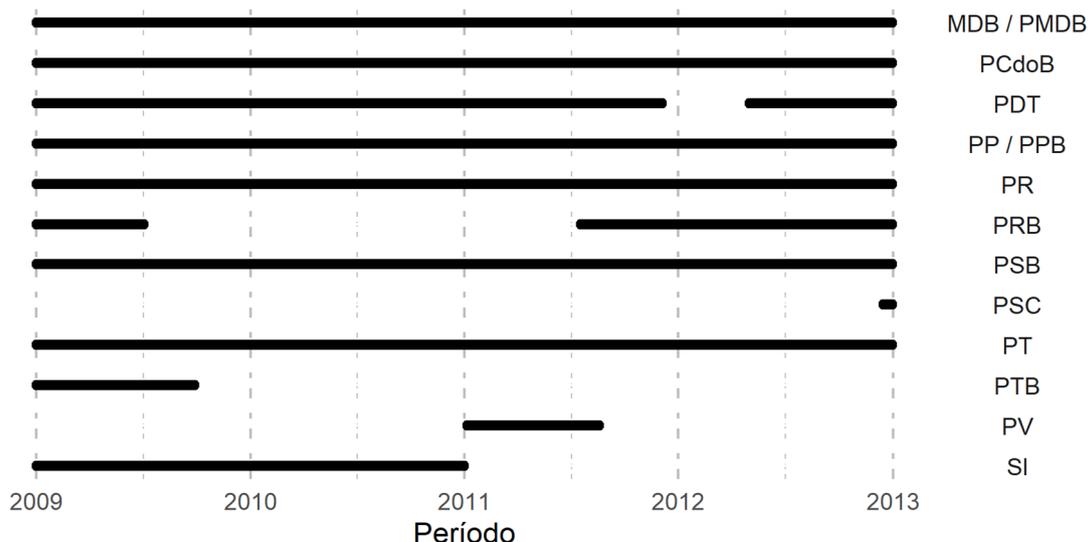
entre 2009 e 2012 devido a limites estatísticos. O número de auditorias anteriores a 2009 é muito reduzido e diminui ainda mais quando reduzimos a amostra para disputas acirradas. Além disso, esta pesquisa se limita a períodos de estabilidade política entre o presidente e sua coalizão legislativa. No início do segundo mandato da ex-presidente Dilma Rousseff, entre 2015 e 2016, integrantes de sua própria coalizão se mobilizaram para destituí-la do cargo. Como ressaltado anteriormente, o TCU evitaria impor custos aos aliados dos atores políticos com capacidade de diminuir seu poder institucional. No entanto, devido à instabilidade política, não seria apropriado utilizar a coalizão federal como indicador capaz de classificar com precisão quais atores políticos poderiam diminuir o poder institucional do TCU¹⁷.

O *Banco de Dados Legislativos do CEBRAP* foi utilizado para elaborar o tratamento, identificando quais candidatos a prefeito eram filiados a partidos que pertenciam à coalizão do governo federal durante as eleições de 2008. O gráfico 2 ilustra o tempo em que as siglas permaneceram na coalizão do governo entre 2009 e 2012. Foram considerados como membros da coalizão todas as siglas que prestavam apoio ao governo durante as eleições e no início do mandato de 2009. Embora alguns partidos não permanecessem na coalizão ao longo de todo o período, a continuidade de seu apoio ao governo também poderia ser o resultado de seu desempenho eleitoral e, por isso, não seria adequado excluí-los do grupo de tratamento. De qualquer forma, se a teoria aqui proposta estiver correta, em média, o TCU teria incentivos para controlar menos as siglas que prestaram apoio por pouco tempo se comparadas aos partidos da oposição.

Para identificar o partido de cada candidato a prefeito, foram consultadas as bases de dados do *Repositório de Dados Eleitorais* do Tribunal Superior Eleitoral, o qual mantém informações sobre candidatos e resultados eleitorais. Esta base de dados também

¹⁷Uma saída para o problema seria utilizar como variável dependente a probabilidade de auditoria nos municípios entre 2013 e 2014, mas, embora os estimadores médios corroborassem com a hipótese aqui defendida, os resultados não atingiram significância estatística, possivelmente porque o número de auditorias diminui quando consideramos apenas os dois anos iniciais de mandato.

Gráfico 2 - Tempo de permanência dos partidos na coalizão federal entre 2009 e 2012



Fonte: elaborado pelo autor a partir de Banco de Dados Legislativos do CEBRAP.

foi utilizada para obter o grau de acirramento da disputa eleitoral (*running variable*), medido pela diferença percentual de votos entre o primeiro e segundo colocado, assim como características individuais dos prefeitos, como idade, gênero, escolaridade e estado civil. Variáveis orçamentárias e administrativas, como o volume de recursos federais transferidos aos municípios e percentual de funcionários estatutários, comissionados e celetistas foram obtidas na base *Finbra* da Secretaria do Tesouro Nacional. Todos os valores monetários foram deflacionados pelo *Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA*.

Método e desenho de pesquisa

Estimar o efeito de pertencer à coalizão federal sobre as chances de ser auditado enfrenta o desafio de evitar estimadores viesados. Covariáveis não observáveis, tais como corrupção e capacidade administrativa, poderiam viesar os efeitos estimados devido à associação destas covariáveis com as variáveis independente (pertencimento à coalizão)

e dependente (auditorias). Por isso, a presente pesquisa propõe um desenho de regressão descontínua para comparar, em eleições acirradas, municípios em que partidos da coalizão federal ganharam a disputa eleitoral para prefeito – grupo de tratamento – com municípios nos quais partidos da oposição federal ganharam de partidos da coalizão federal – grupo de controle. O desenho proposto não é semelhante aos desenhos mais frequentes de regressão descontínua, nos quais também são inseridas na análise as observações antes da nota de corte – nesta pesquisa, os derrotados nas eleições. Afinal, partidos que perderam as eleições não podem ser auditados. No entanto, desenhos de regressão descontínua que comparam grupos diferentes acima da nota de corte têm mostrado covariáveis balanceadas, o que aumenta a confiança da aleatoriedade entre tratados e não tratados. Ferraz and Finan (2011), por exemplo, compararam municípios nos quais incumbentes ganharam as eleições com municípios em que incumbentes perderam para novos prefeitos, a fim de inferir o efeito da incumbência sobre a corrupção.

Ao considerar apenas disputas acirradas, ser tratado – ou seja, pertencer à coalizão federal – seria praticamente aleatório dado que os competidores não conseguiriam manipular o resultado eleitoral. Visto que a aleatoriedade garantiria que as covariáveis não observáveis sejam, em média, iguais entre tratados e não tratados, a regressão descontínua oferece efeitos causais não enviesados, evitando que covariáveis como nível de corrupção e capacidade administrativa gerem viés estatístico.

A abordagem utilizada será a *local randomization* – ou não-paramétrica –, que utiliza apenas as unidades de observação próximas ao ponto de corte – ou o *threshold* – que define ganhadores e perdedores, de 50% dos votos¹⁸. A abordagem *local randomization* tem a vantagem de oferecer efeitos estimados mais acurados, já que estes seriam menos suscetíveis à função que define a relação entre a probabilidade de auditoria (*outcome*) e a

¹⁸Outra abordagem seria a paramétrica (ou *global approach*), que busca encontrar a forma ótima da função entre a variável dependente e a margem de vitória (*running variable*). Embora esta abordagem ofereça maior precisão, é mais suscetível a viés dada a importância de definir a função da relação entre a variável dependente e a margem de vitória.

margem de vitória (*running variable*). O principal desafio desta abordagem é encontrar a distância mais apropriada em relação ao ponto de corte. Pesquisadores desenvolveram fórmulas para obter a margem ideal – também conhecida como *optimal bandwidth* – (Imbens and Kalyanaraman, 2012), a qual equilibraria o *trade-off* entre precisão e acurácia¹⁹. Entretanto, ainda não existem pacotes implementados para obter esta medida para variáveis dependentes binárias²⁰. Por isso, os testes serão realizados com várias margens de vitória, diminuindo-as sempre que possível, a fim de privilegiar a acurácia dos estimadores.

A equação a seguir será utilizada para testar a hipótese.

$$\text{Audit}_i = \beta_0 + \gamma \text{Coal}_i + \beta_1 M_i + e_i \quad (1)$$

Onde o outcome *Audit* representa a probabilidade de auditoria do município *i* durante o mandato entre 2009 e 2012; *Coal*, o tratamento, que assume valor 1 quando partidos da coalizão federal ganham de outros partidos da coalizão na eleição de 2008 para prefeito, e valor 0 quando partidos da oposição federal ganham da coalizão; γ o efeito do tratamento; β_0 o intercepto; *M* a margem de vitória, em percentual de votos; β_1 a associação entre *M* e *Audit*; e *e* o erro.

Ao contrário de grande parte dos desenhos de regressão descontínua, que utilizam variáveis contínuas nos intervalos $[0; 1]$ ou $[0; \pm\infty]$, *Audit* representa uma *dummy* que assume o valor 0 ou 1. Além disso, devido ao número reduzido de auditorias, quando selecionamos apenas disputas acirradas, também diminuí o número de municípios auditados – ou seja, municípios em que *Audit*=1. Para corrigir o viés gerado pela proporção reduzida de municípios auditados, o modelo logístico de efeitos raros foi utilizado para estimar efeitos mais acurados (King and Zeng, 2001; King, n.d.).

¹⁹Eficiência se diz respeito ao efeito estimado mínimo que se pode inferir se o efeito existir.

²⁰O único pacote criado para implementar o *optimal bandwidth* (Xu, 2017) apresenta problemas.

Resultados

Os resultados indicam que municípios governados pela coalizão federal possuem menores chances de serem auditados pelo TCU quando comparados aos municípios da oposição federal, independentemente da origem técnica ou política do ministro responsável pelo município. Testes placebo e testes adicionais fortalecem ainda mais a validade dos achados, sugerindo que garantias de independência não garantem atuação imparcial.

Embora não seja possível demonstrar irrefutavelmente que os grupos de tratamento e controle são, em média, semelhantes no que se refere às covariáveis não observáveis, esta premissa pode se fortalecer com a análise do balanceamento das covariáveis observáveis em diferentes margens de vitória de prefeitos, M_i , como indica a tabela 2. Medidas de dispersão e centralidade das covariáveis estão disponíveis no anexo 1. A ausência de diferenças significativas e relevantes fortalece o suposto de que o mesmo ocorre com as variáveis não observáveis, como corrupção e capacidade administrativa dos municípios. Entre as poucas covariáveis com diferenças estatisticamente significativas, essas diferenças são praticamente desprezíveis. Municípios tratados têm, em média e a menos, apenas 6.4 mil habitantes e 2.4 milhões de reais transferidos do governo federal, 2% de celetistas na administração pública e prefeitos com um ano de idade se comparados aos municípios do grupo de controle. Inclusive, veremos adiante que a inclusão destas variáveis na regressão descontínua não altera a validade da hipótese aqui defendida.

Para aumentar ainda mais a segurança de que municípios tratados e não tratados não apresentam diferenças capazes de afetar a chance de auditoria, a última covariável da tabela 2 representa um teste placebo, com o objetivo de verificar se os municípios tratados têm maior probabilidade de terem sido auditados no passado. Se houvesse diferença quanto às auditorias realizadas na gestão anterior, covariáveis não observáveis poderiam ser diferentes entre tratados e não tratados, diminuindo a confiabilidade da regressão descontínua. Como é possível observar, não há diferença significativa nas

auditorias prévias entre municípios tratados e não tratados.

Tabela 2 - Balanceamento das covariáveis para as eleições de 2008

| Variáveis | Mi ≤10% | Mi ≤8% | Mi ≤6% | Mi ≤4% |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| %Celetistas | -0.016* (0.008) | -0.017* (0.008) | -0.014 (0.01) | -0.013 (0.012) |
| %Comissionados | 0.008 (0.008) | 0.008 (0.009) | 0.005 (0.01) | 0.006 (0.012) |
| %Estatutários | -0.005 (0.004) | -0.003 (0.005) | -0.004 (0.005) | -0.006 (0.007) |
| População (100 mil habitantes) | -0.031 (0.023) | -0.029 (0.018) | -0.042* (0.02) | -0.064* (0.025) |
| Transferências da União (milhões de reais) | -1.514 (0.792) | -1.439* (0.63) | -1.674* (0.679) | -2.385** (0.772) |
| %Estado civil | -0.025 (0.02) | -0.038 (0.022) | -0.043 (0.024) | -0.036 (0.03) |
| %Ensino superior | -0.04 (0.025) | -0.054* (0.027) | -0.059 (0.031) | -0.045 (0.037) |
| % Gênero feminino | -0.017 (0.014) | -0.025 (0.015) | -0.025 (0.017) | -0.038 (0.02) |
| Idade (anos) | -1.128* (0.506) | -1.22* (0.547) | -1.211* (0.6) | -1.298 (0.73) |
| %Nativo do município | -0.026 (0.025) | -0.034 (0.027) | -0.032 (0.031) | -0.006 (0.037) |
| % Auditorias no mandato anterior (teste placebo) | 0.001 (0.005) | -0.002 (0.005) | -0.003 (0.006) | -0.002 (0.008) |
| N | 2613 | 2187 | 1718 | 1166 |

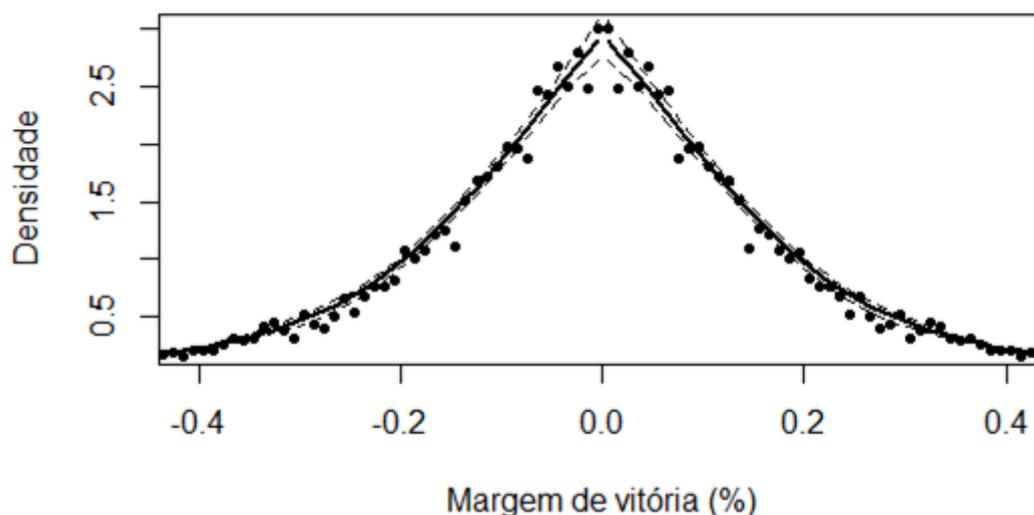
Nota: Os indicadores representam a diferença de médias entre municípios tratados e não tratados; entre parênteses, o erro padrão; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

Fonte: elaborado pelo autor.

Para verificar se não existe manipulação em torno do corte que distingue vencedores e perdedores, o teste de *McCrary* (McCrary, 2008) pode ser utilizado para analisar a densidade da margem de vitória, como mostra o gráfico 3. O teste sugere que candidatos a prefeito no nível local não buscam manipular o resultado eleitoral em disputas acirradas, visto que não há quebra de densidade no ponto de corte.

Uma maneira preliminar de verificar se há descontinuidade seria analisá-la grafi-

Gráfico 3 - Densidade da margem de vitória



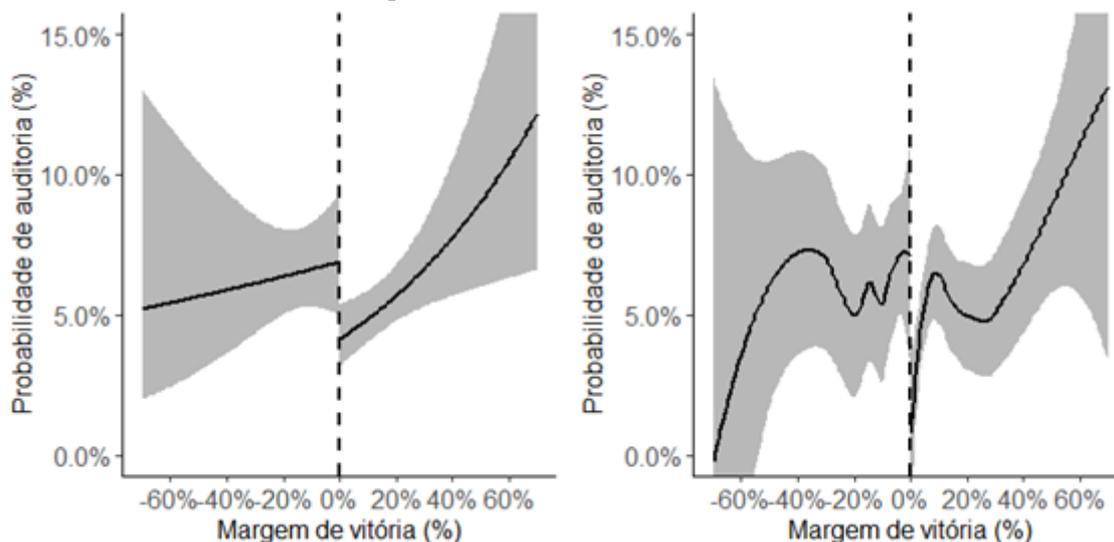
Nota: Bin Size = 0.01; Bandwidth = 0.134; Log difference in Heights = -0.000; SE = 0.048; p-value = 0.994.

Fonte: elaborado pelo autor.

camente. O gráfico 4 apresenta o efeito do tratamento – ser governado por partido da coalizão federal – sobre a probabilidade de auditoria, utilizando as funções logística e não paramétrica de *Loess*, respectivamente. É possível observar que, no ponto de corte, municípios governados pela coalizão possuem menor probabilidade de serem auditados se comparados aos municípios da oposição federal. Os resultados ressaltam a importância de restringir a análise aos municípios com eleições acirradas, visto que, surpreendentemente, conforme a margem de vitória se torna mais elevada – o que não fornece estimadores confiáveis –, o efeito estimado deixaria de ser negativo. Uma explicação plausível seria a de que, dado que municípios governados por partidos da coalizão federal conquistam maior volume de recursos federais (Meireles, 2019), talvez esta relação se intensifique em municípios com disputas pouco acirradas, o que incentivaria o TCU a empreender mais auditorias no grupo de tratamento. De qualquer forma, o gráfico 4 ressalta a necessidade de comparar municípios com eleições acirradas, a fim de garantir que covariáveis não observáveis sejam, em média, semelhantes entre tratados e

não tratados.

Gráfico 4 - Efeito dos municípios governados por partidos da coalizão federal sobre a probabilidade de auditoria



Nota: à esquerda o efeito estimado com função logística, enquanto à direita a estimativa foi elaborada com função não paramétrica de Loess. O espaço sombreado representa intervalos de confiança com 95% de significância estatística.

Fonte: elaborado pelo autor.

A tabela 2 mostrou que, a partir de 10% de diferença em votos, as covariáveis observáveis estão balanceadas. Entretanto, quanto mais próxima de 0 mais acurado seria o efeito estimado e, por isso, os testes a seguir consideram margens de vitória menores e iguais a 4%, 6%, 8% e 10%. Além disso, já que não é possível saber previamente qual seria a função mais apropriada para a relação entre a margem de vitória (*running variable*) e a probabilidade de auditoria (*outcome*), serão utilizadas as funções logística, quadrática e cúbica.

Os testes da tabela 3 comparam municípios tratados (coalizão) e não tratados (oposição) e, assim como nos demais modelos logísticos, os efeitos médios são medidos por razão de chances. Quando a razão de chances é menor que 1, quanto mais próxima de 0, menores as chances de auditoria dos tratados em relação ao grupo de controle. Com exceção de modelos com função cúbica e com margem de vitória menor ou igual a 6%, os

efeitos estimados são relevantes e significativos ($p - value < 0.05$). Entre os resultados significativos, municípios da coalizão federal possuem entre 0.20 e 0.30 vezes a chance de auditoria dos municípios da oposição federal – ou entre 80% e 70% de chances a menos que os municípios da oposição ²¹.

Tabela 3 - Razão de chances de os municípios governados por partidos da coalizão federal serem fiscalizados em comparação aos municípios da oposição federal entre 2009 e 2012

| Função | Mi <=0.04 | Mi <=0.06 | Mi <=0.08 | Mi <=0.1 |
|------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Logística | 0.2002* (0.1416) | 0.2476** (0.1339) | 0.2719** (0.1258) | 0.2876** (0.1169) |
| Quadrática | 0.1882* (0.143) | 0.247* (0.1432) | 0.2773** (0.1347) | 0.304** (0.1288) |
| Cúbica | 0.47 (0.4733) | 0.2447† (0.1929) | 0.2404* (0.158) | 0.22** (0.1267) |
| N | 788 | 1169 | 1476 | 1761 |
| Tau | 0.0444 | 0.0505 | 0.0528 | 0.0557 |

Legenda:

Os estimadores são medidos em razão de chances: valores menores que 1 indicam que o grupo de tratamento possui menores chances de sofrer auditorias quando comparados com o grupo de controle.

Os erros estão representados entre parênteses e são medidos em razão de chances.

Tau diz respeito à proporção de auditorias em relação ao número de unidades de observação, N.

†p < 0.1; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

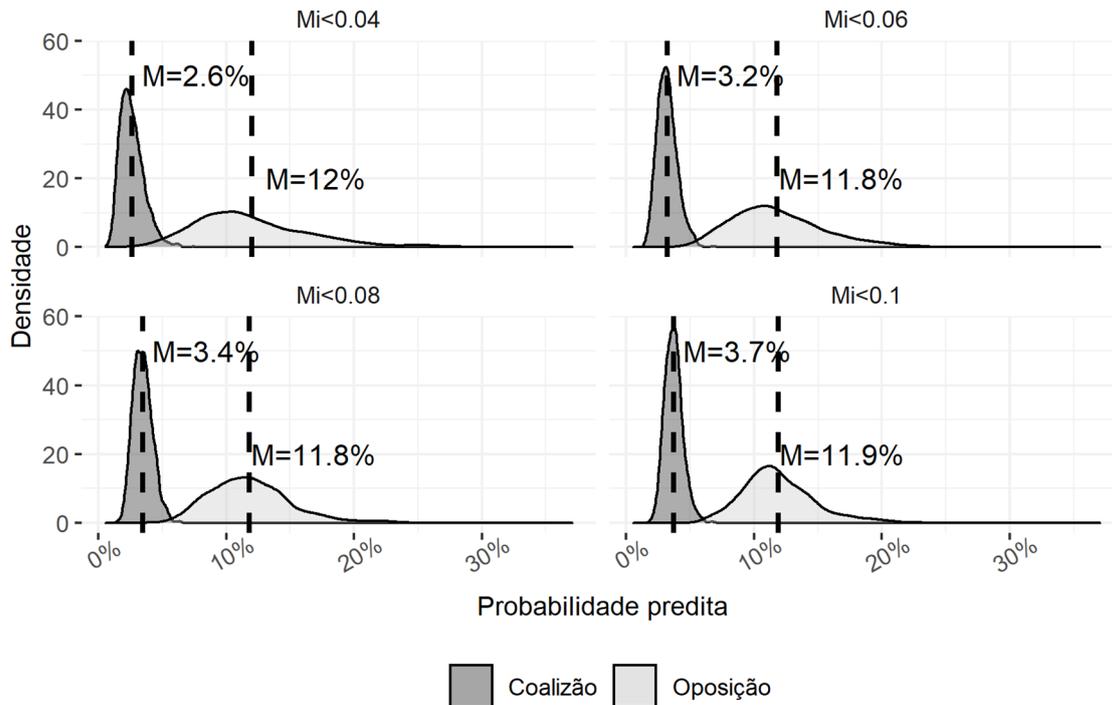
Fonte: elaborado pelo autor

Em vez de medir os efeitos estimados por razão de chances, também podemos estimar a probabilidade predita de os municípios serem auditados, como mostra o gráfico 5, gerado a partir dos resultados da tabela 3 com função logística entre a margem de vitória e a probabilidade de auditoria. Se considerarmos o modelo mais conservador, com margem de vitória de 4% dos votos, a probabilidade de auditoria de municípios governados por partidos da coalizão federal é de 2.6% em média, ao passo que municípios da oposição federal têm 12% de probabilidade de serem auditados – ou seja, 4.6 vezes maior que os primeiros. Aparentemente, ambos os grupos, de tratamento e controle, possuem pequena probabilidade de serem auditados. No entanto, devemos lembrar que

²¹Se a razão de chances equivale a 0.31, por exemplo, por meio do cálculo $1-0.31$, saberíamos que as chances dos tratados de serem auditados é 79% menor que as chances do grupo de controle.

as auditorias vêm ganhando maior destaque desde 2010, após a aprovação da Lei da Ficha Limpa, e não são os únicos instrumentos de fiscalização à disposição do TCU. Nesta pesquisa, foram utilizadas exclusivamente as auditorias para evitar possíveis fontes de viés estatístico.

Gráfico 5 – Probabilidade predita de municípios governados por partidos da coalizão e da oposição federal serem auditados



Nota: as probabilidades previstas foram estimadas a partir dos modelos da tabela 3 com função logística entre a margem de vitória e a probabilidade de auditoria.

Fonte: elaborado pelo autor.

Embora o balanceamento indique que os grupos de tratamento e controle sejam comparáveis, é possível inserir covariáveis observáveis nos testes para reforçar a validade dos resultados. A disposição dos resultados da tabela 4 segue o mesmo padrão da tabela 3. A diferença é que, as metades superior e inferior da tabela 4 inserem, respectivamente, covariáveis relacionadas às características pessoais dos prefeitos e covariáveis socioeconômicas dos municípios. Apesar de diminuir a significância estatística de alguns modelos,

os efeitos estimados permanecem semelhantes aos resultados da tabela anterior 3, reforçando a validade da hipótese. As chances de municípios governados por partidos da coalizão federal serem auditados variam entre 0.22 e 0.32 vezes – ou 78% e 68% a menos – as chances dos municípios da oposição federal.

Tabela 4 – Razão de chances de os municípios governados por partidos da coalizão federal serem fiscalizados em comparação aos municípios da oposição federal entre 2009 e 2012

| Função | Características pessoais dos prefeitos | | | |
|------------|--|---------------------|----------------------|----------------------|
| | Mi <=0.04 | Mi <=0.06 | Mi <=0.08 | Mi <=0.1 |
| Logística | 0.2056* (0.1512) | 0.249* (0.1381) | 0.2774** (0.1304) | 0.3046** (0.1252) |
| Quadrática | 0.1963* (0.1524) | 0.2458* (0.1466) | 0.2824* (0.139) | 0.3201** (0.1363) |
| Cúbica | 0.512 (0.5312) | 0.262 (0.2146) | 0.2551* (0.1717) | 0.2219** (0.1294) |
| | Características socioeconômicas dos municípios | | | |
| | Mi <=0.04 | Mi <=0.06 | Mi <=0.08 | Mi <=0.1 |
| Logística | 0.2156† (0.1748) | 0.2254* (0.1374) | 0.2493** (0.132) | 0.3154* (0.1506) |
| Quadrática | 0.1886† (0.1657) | 0.2059* (0.1373) | 0.2453* (0.1356) | 0.3217* (0.1574) |
| Cúbica | 0.6249 (0.7354) | 0.2346 (0.2115) | 0.2219* (0.1652) | 0.1998* (0.1333) |
| N | 788 | 1169 | 1476 | 1761 |
| Tau | 0.0444 | 0.0505 | 0.0528 | 0.0557 |

Legenda:

Os estimadores são medidos em razão de chances: valores menores que 1 indicam que o grupo de tratamento possui menores chances de sofrer auditorias quando comparados com o grupo de controle.

Os erros estão representados entre parênteses e são medidos em razão de chances.

Tau diz respeito à proporção de auditorias em relação ao número de unidades de observação, N.

†p < 0.1; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

Fonte: elaborado pelo autor.

Talvez, os efeitos estimados pudessem sofrer viés devido à origem técnica ou política dos dirigentes do TCU, como especialistas tem argumentado (Hidalgo, Canello, and Lima-de Oliveira, 2016; Melo, Pereira, and Figueiredo, 2009). Os testes da tabela 5 inserem covariáveis vinculadas à carreira progressiva dos ministros do TCU, considerando

quatro perfis: (i) ministros provenientes de partidos políticos que passaram a integrar a coalizão governista; (ii) ministros de partidos que se encontram na oposição; (iii) ministros que percorreram carreira nos quadros técnicos do próprio TCU; e (iv) ministros que não ocupavam cargo eletivo, mas que foram escolhidos pelo Congresso Nacional devido à sua experiência em área compatível ao exercício das atividades do TCU. Apesar da diminuir a significância estatística, os efeitos estimados são muito semelhantes ao dos testes anteriores, como mostra a parte superior da tabela 5. Independentemente da origem dos ministros, municípios governados por partidos da coalizão federal possuem entre 0.24 e 0.33 vezes a chance de sofrerem auditoria em relação aos municípios governados pela oposição federal – ou entre 76% e 67% a menos de chances.

Tabela 5 – Razão de chances de os municípios governados por partidos da coalizão federal serem fiscalizados em comparação aos municípios da oposição federal entre 2009 e 2012

| | Mi <=0.04 | Mi <=0.06 | Mi <=0.08 | Mi <=0.1 |
|--|-----------|-----------|-----------|----------|
| Todos os ministros | 0.2393* | 0.2925* | 0.3317* | 0.3302** |
| | (0.1721) | (0.1601) | (0.155) | (0.1361) |
| N | 788 | 1169 | 1476 | 1761 |
| Tau | 0.0444 | 0.0505 | 0.0528 | 0.0557 |
| Exceto ministros da coalizão | 0.2393* | 0.2894* | 0.3391* | 0.3524* |
| | (0.1721) | (0.1598) | (0.1595) | (0.1465) |
| N | 684 | 1018 | 1289 | 1533 |
| Tau | 0.0512 | 0.057 | 0.0597 | 0.0626 |
| Apenas oposição e técnicos do TCU | 0.1999† | 0.2578* | 0.227* | 0.325* |
| | (0.1754) | (0.1714) | (0.1347) | (0.1642) |
| N | 493 | 721 | 909 | 1099 |
| Tau | 0.0487 | 0.0541 | 0.055 | 0.0591 |

Legenda:

Os estimadores são medidos em razão de chances: valores menores que 1 indicam que o grupo de tratamento possui menores chances de sofrer auditorias quando comparados com o grupo de controle.

Os erros estão representados entre parênteses e são medidos em razão de chances.

Tau diz respeito à proporção de auditorias em relação ao número de unidades de observação, N.

†p < 0.1; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

Fonte: elaborado pelo autor

As seções média e inferior da tabela 5 apresentam testes ainda mais conservadores. Em primeiro lugar, dado que ministros provenientes de partidos que compõem a coalizão

poderiam recompensar os membros do governo, a seção média da tabela 5 apresenta testes que excluem municípios que estiveram sob a jurisdição destes ministros. Em segundo, ministros sem cargo eletivo prévio e com trajetória profissional externa ao TCU, que foram escolhidos pelo Congresso Nacional, também poderiam recompensar atores políticos. Por isso, os testes da seção inferior da tabela 5 mantêm apenas municípios sob a jurisdição de ministros provenientes de partidos que integram a oposição e ministros de origem técnica do próprio Tribunal. Os resultados são muito semelhantes aos anteriores, apesar da significância estatística ter diminuído. Municípios governados por partidos da coalizão federal possuem entre 0.20 e 0.32 vezes as chances de auditoria dos municípios da oposição federal – ou entre 80% e 68% a menos de chances –, mesmo quando são excluídos da análise os municípios sob a jurisdição de ministros que poderiam recompensar o governo federal e seus aliados.

Se a hipótese aqui defendida estiver correta, não deveríamos esperar que o TCU evite fiscalizar apenas os aliados dos principais partidos que compõem a coalizão federal, a saber, o PT e o MDB/PMDB, os quais ocuparam, respectivamente, a presidência da república e a presidência das duas casas legislativas no período analisado. Afinal de contas, se o TCU deseja preservar seu poder institucional, também evitaria auditar aliados dos demais membros da coalizão. O desenho de pesquisa a seguir utiliza apenas municípios em que o segundo colocado do cargo de prefeito pertencia obrigatoriamente ao PT ou ao MDB/PMDB em vez de qualquer partido da coalizão. Enquanto o grupo de tratamento representa filiados de outros partidos da coalizão federal que ganharam a eleição para prefeito ($Coal = 1$), o grupo de controle se refere aos ganhadores das eleições da oposição federal ($Coal = 0$). Os resultados da tabela 6 fortalecem a hipótese, visto que aliados de partidos da coalizão federal que não ocupavam a presidência da república e a presidência das casas legislativas também possuem menores chances de serem auditados se comparados aos municípios da oposição, embora o número mais

reduzido de casos tenha diminuído a significância estatística dos modelos. Considerando que este teste envolve um tratamento diferente dos testes anteriores, o anexo 2 apresenta novo balanceamento ²² e um teste de *McCrarry* adicional.

Tabela 6 - Razão de chances de os municípios governados por partidos da coalizão federal com exceção do PT e PMDB de serem fiscalizados em comparação aos municípios da oposição federal entre 2009 e 2012

| Função | Mi <=0.04 | Mi <=0.06 | Mi <=0.08 | Mi <=0.1 |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| Logística | 0.1323† (0.1461) | 0.0757* (0.0791) | 0.1246* (0.1033) | 0.1719* (0.1214) |
| Quadrática | 0.0584† (0.096) | 0.1104* (0.1173) | 0.1052* (0.0993) | 0.1364* (0.1088) |
| Cúbica | 0.2524 (0.4922) | 0.1941 (0.253) | 0.0615* (0.0754) | 0.0586** (0.0635) |
| N | 258 | 384 | 512 | 628 |
| Tau | 0.062 | 0.0469 | 0.0508 | 0.0557 |

Legenda:

Os estimadores são medidos em razão de chances: valores menores que 1 indicam que o grupo de tratamento possui menores chances de sofrer auditorias quando comparados com o grupo de controle. Os erros estão representados entre parênteses e são medidos em razão de chances.

Tau diz respeito à proporção de auditorias em relação ao número de unidades de observação, N.
†p < 0.1; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

Fonte: elaborado pelo autor

Para fortalecer ainda mais o argumento, um teste placebo adicional foi realizado com o objetivo de verificar se não há efeito em situações nas quais não deveríamos inferir efeito se nossa hipótese estiver correta. A tabela 7 testa se municípios governados pelos três maiores partidos do nível federal têm menores chances de serem auditados se comparados aos municípios governados pelas demais siglas, independentemente se pertencentes à coalizão federal ou não. Os três principais partidos que compõem nosso tratamento placebo são o PT, PSDB e MDB/PMDB. O PT e o PSDB se mantiveram como os adversários mais votados para as disputas presidenciais entre 1994 e 2014, enquanto o

²²Entre as poucas covariáveis significativamente diferentes, a grandeza da diferença é muito pequena, o que fortalece a semelhança média entre municípios tratados e não tratados.

MDB/PMDB participou da coalizão de todos os governos do PT e do PSDB, assumindo as presidências da Câmara dos Deputados e do Senado na maior parte do tempo. Além de não serem significativos, os resultados são inconsistentes dado que, dependendo do tamanho da margem de vitória, ora os municípios tratados, ora o grupo de controle, têm menores chances de serem auditados em média.

Tabela 7 - Teste placebo: Razão de chances de os municípios governados pelos maiores partidos no nível federal (PT, PSDB e PMDB) serem auditados em comparação aos municípios dos demais partidos do nível federal entre 2009 e 2012

| Função | Mi <=0.04 | Mi <=0.06 | Mi <=0.08 | Mi <=0.1 |
|------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Logística | 0.7649 (0.5673) | 12.744 (0.6918) | 0.8484 (0.4142) | 0.8195 (0.3585) |
| Quadrática | 0.773 (0.5869) | 12.966 (0.7937) | 0.8572 (0.4339) | 0.8271 (0.3691) |
| Cúbica | 10.458 -10.501 | 0.9908 (0.8284) | 13.696 (0.9196) | 0.9633 (0.566) |
| N | 685 | 998 | 1246 | 1474 |
| Tau | 0.0438 | 0.0551 | 0.053 | 0.0536 |

Legenda:

Os estimadores são medidos em razão de chances: valores menores que 1 indicam que o grupo de tratamento possui menores chances de sofrer auditorias quando comparados com o grupo de controle. Os erros estão representados entre parênteses e são medidos em razão de chances.

Tau diz respeito à proporção de auditorias em relação ao número de unidades de observação, N.

†p < 0.1; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

Fonte: elaborado pelo autor

Conclusão

O presente artigo analisou se, mesmo com garantias de independência institucional, instituições de combate à corrupção tem incentivos para exercer controle com viés político. Com dados de auditorias empreendidas pelo Tribunal de Contas da União, o desenho de regressão descontínua proposto ofereceu estimadores causais acurados, evitando viés estatístico por covariáveis não observáveis, como corrupção e capacidade administrativa. Os testes sustentam a hipótese de que instituições com garantias de independência, independentemente da origem política ou técnica de seus dirigentes, evitam impor custos

eleitorais aos aliados dos atores políticos capazes de diminuir seu poder institucional.

O desenho de pesquisa superou um limite da literatura, que se restringiu à indicação técnica ou política dos dirigentes dos tribunais de contas para analisar o viés político dos órgãos de controle (Hidalgo, Canello, and Lima-de Oliveira, 2016; Melo, Pereira, and Figueiredo, 2009). Como solução, os grupos de tratamento e controle foram classificados de acordo com uma característica crucial dos municípios: se aliados da coalizão federal ou não. Desse modo, foi possível inferir se, independente da indicação política ou técnica dos ministros, a corte de contas exerce controle desigual devido ao seu próprio interesse de manter seu poder institucional. Além disso, a teoria proposta trouxe evidências qualitativas que corroboram com as premissas de que representantes do nível federal se importam com as auditorias nos municípios e possuem capacidade de reformar instituições de controle, assim como casos que evidenciam que os controladores desejam manter seu poder institucional e buscam não contrariar o interesse dos atores políticos capazes de aprovar reformas.

Os achados geram implicações que contestam a recomendação predominantemente propagada por especialistas, sugerindo que instituições de combate à corrupção devem adquirir cada vez mais garantias de independência. Não podemos perder de vista que a vantagem de regimes democráticos não reside na independência de lideranças políticas, mas sim na sua dependência em relação aos eleitores, alcançada graças à participação popular e à concorrência pelo voto (Robert, 1971). Assim como qualquer outro ator político ou burocrático, os agentes de instituições de controle também são incentivados por seus próprios interesses e, portanto, revesti-los de garantias de independência não garante sua atuação imparcial. Se a presença de viés político for inevitável no controle sobre a corrupção, democracias terão que decidir sobre qual sistema de *accountability* devem adotar, mas não podemos esquecer que o controle desigual de instituições independentes não passa pelo crivo das urnas.

Referências

- Aaken, Anne van, Lars P Feld, and Stefan Voigt. 2010. “Do independent prosecutors deter political corruption? An empirical evaluation across 78 countries.” *American law and economics review* 12 (1): 204–244.
- Arretche, Marta. 2010. “Federalism and territorial equality: a contradiction in terms?” *Dados* 53 (3): 587–620.
- Avelino, George, Ciro Biderman, and Leonardo S Barone. 2012. “Articulações intrapartidárias e desempenho eleitoral no Brasil.” *Dados-Revista de Ciências Sociais* 55 (4): 987–1013.
- Blume, Lorenz, and Stefan Voigt. 2011. “Does organizational design of supreme audit institutions matter? A cross-country assessment.” *European Journal of Political Economy* 27 (2): 215–229.
- Eichenberger, Reiner, and Mark Schelker. 2007. “Independent and competing agencies: An effective way to control government.” *Public Choice* 130 (1-2): 79–98.
- Ferraz, Claudio, and Frederico Finan. 2008. “Exposing corrupt politicians: the effects of Brazil’s publicly released audits on electoral outcomes.” *The Quarterly journal of economics* 123 (2): 703–745.
- Ferraz, Claudio, and Frederico Finan. 2011. “Electoral accountability and corruption: Evidence from the audits of local governments.” *American Economic Review* 101 (4): 1274–1311.
- Figueiredo, Argelina Cheibub, and Fernando de Magalhaes Papaterra Limong. 1999. *Executivo e Legislativo na nova ordem constitucional*. Editora fgv.

- Figueiredo, Argelina Cheibub, and Fernando Limongi. 2000. "Presidential power, legislative organization, and party behavior in Brazil." *Comparative Politics*: 151–170.
- Figueiredo, Argelina, and Fernando Limongi. 2007. "Instituições políticas e governabilidade: desempenho do governo e apoio legislativo na democracia brasileira." *A democracia brasileira: balanço e perspectivas para o século 21*: 147–198.
- Hall, Matthew EK, and Joseph Daniel Ura. 2015. "Judicial majoritarianism." *The Journal of Politics* 77 (3): 818–832.
- Harvey, Anna, and Barry Friedman. 2009. "Ducking trouble: Congressionally induced selection bias in the Supreme Court's agenda." *The Journal of Politics* 71 (2): 574–592.
- Hidalgo, F Daniel, Júlio Canello, and Renato Lima-de Oliveira. 2016. "Can politicians police themselves? Natural experimental evidence from Brazil's audit courts." *Comparative Political Studies* 49 (13): 1739–1773.
- Imbens, Guido, and Karthik Kalyanaraman. 2012. "Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator." *The Review of economic studies* 79 (3): 933–959.
- King, Gary. N.d. "L., Zeng.(2001)." *Logistic regression in rare events data. Political Analysis*. Forthcoming.
- King, Gary, and Langche Zeng. 2001. "Logistic regression in rare events data." *Political analysis* 9 (2): 137–163.
- Leiras, Marcelo, Guadalupe Tuñón, and Agustina Giraudy. 2014. "Who wants an independent court? Political competition and supreme court autonomy in the Argentine provinces (1984–2008)." *The Journal of Politics* 77 (1): 175–187.
- McCrary, Justin. 2008. "Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test." *Journal of econometrics* 142 (2): 698–714.

- Meireles, Fernando. 2019. "A política distributiva da coalizão."
- Melo, Marcus André, Carlos Pereira, and Carlos Mauricio Figueiredo. 2009. "Political and institutional checks on corruption: Explaining the performance of Brazilian audit institutions." *Comparative Political Studies* 42 (9): 1217–1244.
- Neto, Octavio Amorim. 2002. "Presidential cabinets, electoral cycles, and coalition discipline in Brazil." *Legislative Politics in Latin America*: 48–78.
- Novaes, Lucas M. 2018. "Disloyal brokers and weak parties." *American Journal of Political Science* 62 (1): 84–98.
- O'Donnell, Guillermo A. 1998. "Horizontal accountability in new democracies." *Journal of democracy* 9 (3): 112–126.
- Olivieri, Cecília, Maria Rita Loureiro, Marco Antonio Carvalho Teixeira, and Fernando Luiz Abrucio. 2015. "Control and Public Management Performance in Brazil: Challenges for Coordination." *International Business Research* 8 (8): 181.
- Olken, Benjamin A. 2007. "Monitoring corruption: evidence from a field experiment in Indonesia." *Journal of political Economy* 115 (2): 200–249.
- Pereira, Carlos, and Bernardo Mueller. 2000. "Uma teoria da preponderância do poder Executivo: O sistema de comissões no Legislativo brasileiro." *Revista Brasileira de Ciências Sociais* 15 (43): 45–67.
- Robert, Dahl. 1971. "Polyarchy: participation and opposition." *New Haven*.
- Rosenberg, Gerald N. 1992. "Judicial independence and the reality of political power." *The Review of Politics* 54 (3): 369–398.

- Santiso, Carlos. 2007a. "Auditing for accountability? Political economy of government auditing and budget oversight in emerging economies." Ph.D. diss. The Johns Hopkins University.
- Santiso, Javier. 2007b. *Latin America's political economy of the possible: beyond good revolutionaries and free-marketeers*. Mit Press.
- Speck, Bruno W. 2011. "Auditing institutions." *Corruption and democracy in Brazil: the struggle for accountability*: 127–61.
- Van Aaken, Anne, Lars P Feld, and Stefan Voigt. 2008. "Power over prosecutors corrupts politicians: cross country evidence using a new indicator."
- Winters, Matthew S, and Rebecca Weitz-Shapiro. 2013. "Lacking information or condoning corruption: When do voters support corrupt politicians?" *Comparative Politics* 45 (4): 418–436.
- Xu, Ke-Li. 2017. "Regression discontinuity with categorical outcomes." *Journal of Econometrics* 201 (1): 1–18.
- Zamboni, Yves, and Stephan Litschig. 2018. "Audit risk and rent extraction: Evidence from a randomized evaluation in Brazil." *Journal of Development Economics* 134: 133–149.

Anexo I

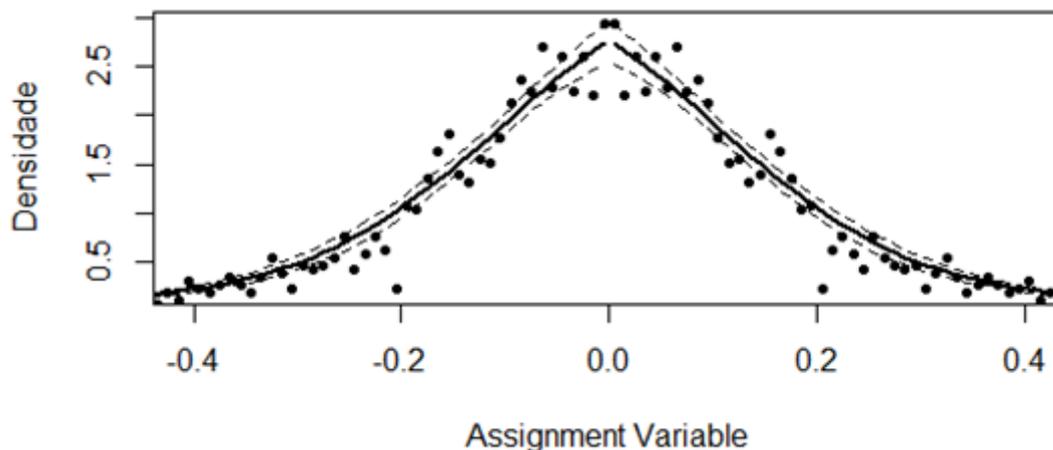
Tabela 8 - *Summary Statistics*

| Variável | Min | 25º | Mediana | 75º | Max | Média | Desvio padrão |
|--|-------|-------|---------|-------|--------|--------|---------------|
| % Celetistas | 0 | 0,277 | 0,386 | 0,487 | 0,985 | 0,383 | 0,151 |
| % Comissionados | 0 | 0,418 | 0,514 | 0,616 | 1 | 0,524 | 0,152 |
| % Estatutários | 0 | 0 | 0,003 | 0,03 | 0,996 | 0,037 | 0,082 |
| População (100 mil habitantes) | 0,008 | 0,053 | 0,011 | 0,023 | 0,011 | 0,034 | 0,020 |
| Transferências da União (milhões de reais) | 0 | 5,18 | 7,21 | 12,79 | 1362,5 | 15,301 | 47,378 |
| % Estado civil (casado) | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0,799 | 0,401 |
| % Ensino superior | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0,445 | 0,497 |
| % Gênero masculino | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0,914 | 0,281 |
| Idade (anos) | 21 | 42 | 48 | 54 | 90 | 48,125 | 9,48 |
| % Nativo do município | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0,427 | 0,495 |

Fonte: elaborado pelo autor.

Anexo II

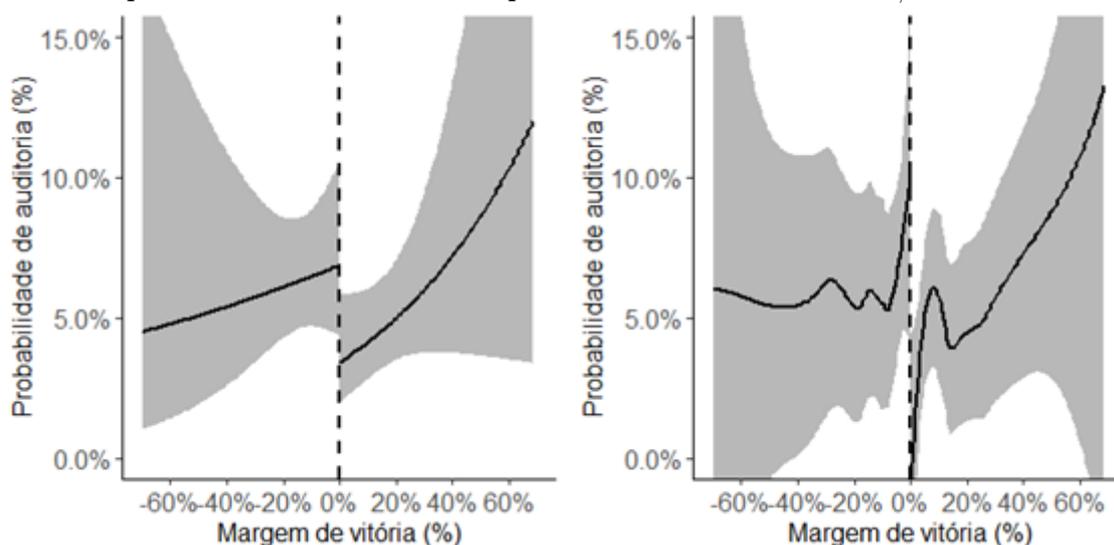
Gráfico 6 - Densidade da margem de vitória quando excluídos PT e MDB/PMDB



Nota: Bin Size = 0.01; Bandwidth = 0.134; Log difference in Heights = -0.000; SE = 0.048; p-value = 0.994.

Fonte: elaborado pelo autor.

Gráfico 7 - Efeito dos municípios governados por partidos da coalizão federal sobre a probabilidade de auditoria quando excluídos PT e MDB/PMDB



Nota: à esquerda o efeito estimado com função logística, enquanto à direita a estimativa foi elaborada com função não paramétrica de Loess. O espaço sombreado representa intervalos de confiança com 95% de significância estatística.

Fonte: elaborado pelo autor.