INSPER

MESTRADO EM ECONOMIA

SERGIO LUIZ ROSSI FERNANDES JUNIOR

DESVIOS ALOCATIVOS NA GESTÃO DE FUNDOS DE PENSÃO: ANÁLISE DO PROGRAMA DE AUDITORIA CONTRA A CORRUPÇÃO

SÃO PAULO - SP

2023

SERGIO LUIZ ROSSI FERNANDES JUNIOR

DESVIOS ALOCATIVOS NA GESTÃO DE FUNDOS DE PENSÃO: ANÁLISE DO PROGRAMA DE AUDITORIA CONTRA A CORRUPÇÃO

Trabalho de dissertação apresentado ao programa de Mestrado do INSPER, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Sérgio Oliveira Ribeiro

SÃO PAULO - SP

2023

Rossi Fernandes Jr, Sergio Luiz.
Desvios alocativos na gestão de fundos de pensão: análise do programa de auditoria contra a corrupção
Sergio Luiz Rossi Fernandes Junior. São Paulo, 2023
55 f.

Trabalho de mestrado – Insper, 2023
Orientador: Prof. Dr. Paulo Sérgio Oliveira Ribeiro

1. . 2. . 3. . 4. . I. Sergio Luiz Rossi Fernandes Junior. II. Desvios alocativos na gestão de fundos de pensão: análise do programa de auditoria contra a corrupção

SERGIO LUIZ ROSSI FERNANDES JUNIOR

DESVIOS ALOCATIVOS NA GESTÃO DE FUNDOS DE PENSÃO: ANÁLISE DO PROGRAMA DE AUDITORIA CONTRA A CORRUPÇÃO

Trabalho de dissertação apresentado ao programa de Mestrado do INSPER, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Sérgio Oliveira Ribeiro

Banca Examinadora

_____

Prof. Dr. Paulo Sérgio Oliveira Ribeiro

INSPER

_____

Prof. Dr. Lucas Martins Novaes

INSPER

_____

Prof. Dr. Henrique Castro Martins

FGV/EAESP

RESUMO

As auditorias por sorteio da CGU permitiram que vários estudos analisassem os efeitos da corrupção nos municípios auditados. Como complemento, este trabalho analisou os efeitos destas auditorias na alocação de recursos dos fundos de Regime Próprio de Previdência Social. Dentre as variáveis de interesse, a quantidade de ativos existentes nos fundos, antes e depois das auditorias, apresentou uma redução para os grupos auditados em outubro de 2011 e fevereiro de 2015, indicando que para alguns grupos auditados, houve uma tendência dos fundos RPPS reduzirem na média em 0,7 a quantidade de ativos investidos em seu portfólio após o sorteio. Porém, esse valor não se mostrou economicamente relevante e, de modo geral, não há evidências de mudanças alocativas nos fundos RPPS, uma vez que o município tenha sido sorteado.

Palavras-chave: Desvios alocativos, Auditorias CGU, Regime de Previdência, Fundos RPPS

ABSTRACT

CGU's drawing audits have allowed several studies to analyze the effects of corruption in the audited cities. As a complement, this paper analyzed the effects of these audits on the allocation of resources in a specific kind of social security funds, known in Brazil by: Regime Próprio de Previdência Social. Among the dependent variables of interest, the amount of assets existing in the fund, before and after the audit, presented a reduction for the group audited in October 2011 and February 2015, indicating that for some audited groups there were a tendency for reducing on average by 0,7 the amount of assets invested in their portfolio after the drawing. However, this result is not economically relevant and in general there is no evidence of allocative changes in the RPPS' funds once the municipality has been drawn.

Keyword: Allocative deviations, CGU's audits, Social Security System, RPPS' funds

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Quantidade de Entes pos Unidade Federal e Regime.....19
Gráfico 2 - Alocação de recursos totais dos RPPS 20
Gráfico 3 - Tratamento médio por grupos para quantidade de ativos 37
Gráfico 4 - Tratamento médio por tempo para quantidade de ativos 37
Gráfico 5 - Comparação da média para quantidade de ativos no grupo tratado em outubro de 2011 38
Gráfico 6 - Comparação da média para prazo médio no grupo tratado em outubro de 2011 39
Gráfico 7 - Comparação da média para quantidade de gestores no grupo tratado em outubro de 2011 39
Gráfico 8 - Comparação da média para percentual alocado em renda fixa no grupo tratado em outubro de 2011 40
Gráfico 9 - Comparação da média para quantidade de ativos no grupo tratado em fevereiro de 2015 40
Gráfico 10 - Comparação da média para prazo médio no grupo tratado em fevereiro de 2015 41
Gráfico 11 - Comparação da média para quantidade de gestores no grupo tratado em fevereiro de 2015 41
Gráfico 12 - Comparação da média para percentual alocado em renda fixa no grupo tratado em fevereiro de 2015 42
Gráfico 13 - Tratamento médio por grupos para quantidade de gestores 43
Gráfico 14 - Tratamento médio por tempo para quantidade de gestores 43
Gráfico 15 - Tratamento médio por grupos para percentual de renda fixa 44
Gráfico 16 - Tratamento médio por tempo para percentual de renda fixa 44
Gráfico 17 - Tratamento médio por grupos para prazo médio.....45
Gráfico 18 - Tratamento médio por tempo para prazo médio.....45

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Concentração de RPPS por Unidade Federativa..... 19

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Superávit/Déficit previdenciário dos RPPS por região do Brasil 21
Tabela 2 - Maiores gestoras de fundos alocados em RPPS em abr/22..... 23
Tabela 3 - Quantidade de cidades auditadas por sorteio e tipo de regime 25
Tabela 4 - Resumo das estatísticas..... 25
Tabela 5 - Resultados do teste T para médias das variáveis..... 28
Tabela 6 - Resultados das regressões para quantidade de ativos 34
Tabela 7 - Resultados das regressões para quantidade de gestores 35
Tabela 8 - Resultados das regressões para percentual renda fixa 35
Tabela 9 - Resultados das regressões para prazo médio..... 36

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 10
2. REVISÃO DA LITERATURA 13
3. DADOS 17
3.1. Sorteios Públicos 17
3.2. RGPS e RPPS 18
3.3. Aplicação de Recursos 20
3.4. Resultado Previdenciário 2019 21
3.5. Fundos RPPS 22
3.6. Dados Economatica/Cadprev 23
3.7. Base de dados final 24
4. METODOLOGIA 27
4.1. Teste T de Student 27
4.2. Regressão Linear Múltipla em Painel 28
4.3. Diferença em Diferenças (diff-in-diff) 31
5. RESULTADOS 34
6. CONCLUSÃO 46
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 48
APÊNDICE A – Resultados 51

1. INTRODUÇÃO

“Corrupção é uma consequência – um reflexo das leis, economia, cultura e instituições políticas de um país” (SVENSSON, 2005). Svensson (2005) se utiliza de várias referências para responder a oito perguntas sobre corrupção. Uma delas esclarece que, apesar de se acreditar que salários elevados deveriam desincentivar a corrupção, este efeito só se torna significativo quando auditorias são incluídas como reforço nesse combate.

De acordo com o Índice de Percepção da Corrupção (2021, tradução livre), que utiliza como escala a pontuação de 0 a 100, sendo 0 países extremamente corruptos e 100 países de baixíssima ou nenhuma corrupção, o Brasil se encontra com pontuação de 38, indicando um elevado nível de corrupção e se igualando a países como Argentina, Sérvia e Turquia.

Em 2003, a Controladoria Geral da União (CGU) implementou o Programa de Fiscalização por Sorteios Públicos, no qual municípios são aleatoriamente sorteados para serem auditados, numa tentativa de coibir a corrupção. Com os avanços da tecnologia, em agosto de 2015, o programa foi aprimorado e recebeu o nome de Programa de Fiscalização em Entes Federativos, possuindo agora três formas de seleção, que segundo o site da CGU[1] são: “Censo, no qual a fiscalização verifica a regularidade da aplicação dos recursos em todos os entes da amostragem; a Matriz de Vulnerabilidade, que agrega inteligência da informação, por meio de indicadores para selecionar, de forma analítica, os entes a serem fiscalizados em determinada região; e a Metodologia de Sorteios, que permanece aleatória e incorpora as ações do antigo programa de 2003”. Essa fiscalização aleatória permite evidenciar casos de mau uso do dinheiro público, tornando-se propício para testar os efeitos econômicos.

Os municípios auditados podem se enquadrar em dois principais regimes previdenciários do Brasil: o Regime Geral de Previdência Social (RGPS) e o Regime Próprio de Previdência Social (RPPS). Apesar de, na média, ambos serem deficitários, ou seja, as despesas com os custos de manutenção e pagamento da aposentadoria serem maiores do que a arrecadação, os RPPS podem ter regras próprias e fundos

---

[1] BRASIL. Controladoria Geral da União. **Programa de Fiscalização em Entes Federativos.** 2022. Disponível em: https://www.gov.br/cgu/pt-br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/programa-de-fiscalizacao-em-entes-federativos. Acesso em: 22 maio 2022.

próprios, aumentando o risco de má gestão, corrupção e, consequentemente, prejuízos para os pensionistas e para a União.

Por esse motivo, a Polícia Federal deflagrou, em 2018, a Operação Encilhamento[2], com o intuito de apurar fraudes relacionadas à aplicação dos recursos dos RPPS. Estavam sendo investigados vários fundos de previdência, que aplicaram mais de R$1,3 bilhão em debêntures sem lastro emitidas por empresas de fachada. De forma geral, o golpe começava com os administradores criando empresas-fantasmas e emitindo debêntures sem lastro. Posteriormente, um consultor de investimento se aproximava da prefeitura e mostrava uma “grande” oportunidade de rentabilidade acima do mercado. Após a aplicação, o dinheiro era desviado e essas empresas decretavam falência. Desse modo, o dinheiro era lavado e o contribuinte arcava com o rombo.

Um dos escândalos mais famosos envolve o RPPS de Paulínia, cidade do estado de São Paulo, através da Operação Falsus[3]. Em um esquema parecido, montantes de dinheiro eram pagos a servidores para facilitar a entrada de um administrador que investia o dinheiro da previdência dos colaboradores em fundos que já apresentavam problemas de recebimento. Estima-se que os prejuízos sejam superiores a R$190 milhões, somente nesse RPPS, ou seja, praticamente 5% do PIB de 2019 de Paulínia.

Embora as auditorias sejam utilizadas, principalmente, para investigar e inibir desvios de condutas relacionados à corrupção, muitas vezes os problemas encontrados não são dolosos, ou seja, não possuem a intenção de serem praticados e, normalmente, estão ligados à falta de conhecimento ou da devida atenção ao realizar procedimentos operacionais. Desse modo, auditar os municípios garante também que as normas e os responsáveis por as seguir estejam consoantes. É importante ressaltar, também, que os sorteios não dão preferência para municípios com um ou outro regime de previdência e, por esse motivo, qualquer município, independentemente de ser RGPS ou RPPS, possui a mesma chance de ser sorteado.

---

[2] Polícia Federal faz operação contra fraudes em previdências municipais em 7 estados. G1 SP, 14 abr. 2018. Disponível em: https://g1.globo.com/sp/sao-paulo/noticia/policia-federal-faz-operacao-contra-fraudes-em-previdencias-municipais-em-7-estados.ghtml. Acesso em: 15 out. 2022.

[3] Operação da PF busca fraudes de R$ 190 mi na previdência de Paulínia (SP). Uol Economia, 20 maio 2021. Disponível em: https://economia.uol.com.br/noticias/estadao-conteudo/2021/05/20/operacao-falsus-da-pf-busca-fraudes-de-r-190-mi-na-previdencia-de-paulinia-sp.htm. Acesso em: 15 maio 2022.

Invariavelmente, como os fundos de RGPS são geridos por um órgão único controlado pelo poder executivo federal, o Instituto Nacional de Seguro Social (INSS), neste estudo, o foco será estudar os efeitos que os sorteios da CGU causam na alocação de recursos em fundos RPPS. A priori, espera-se que haja uma movimentação na alocação dos recursos dos municípios que foram sorteados, grupo nominado de tratamento, quando comparado com as cidades não sorteadas, grupo determinado como de controle, mesmo que não se saiba a direção e a intensidade desta alteração, ou ainda que tal movimento esteja atrelado ou não à corrupção.

Na tentativa de validar essa hipótese, foram escolhidas quatro variáveis de estudo. São elas: percentual alocado em renda fixa, quantidade de gestores investidos em cada fundo RPPS, quantidade de ativos investidos nos fundos e prazo médio de resgate dos ativos. Por se tratar de sorteios, a simples comparação entre as médias dos grupos de controle com o grupo de tratamento permite verificar se há alterações relevantes após as intervenções, que podem indicar mau uso do dinheiro público, sendo este o principal objetivo deste trabalho.

Um experimento muito similar ao que está sendo proposto nesse trabalho foi feito por Avis *et al*. (2018). Eles também testaram a diferença de médias antes e depois das auditorias da CGU para identificar os efeitos gerados em cidades já auditadas versus municípios que passaram por auditorias pela primeira vez. O resultado obtido mostrou que ser auditada, anteriormente, reduz futuros atos de corrupção em 8%, enquanto aumenta a possibilidade de serem judicializadas em 20%.

Vale ressaltar que existem três principais diferenças entre o trabalho destes autores e o presente estudo. Primeiramente, eles só analisaram cidades previamente auditadas em comparação às que acabaram de passar por auditoria, enquanto, nesse experimento, são consideradas todas as cidades, auditadas ou não. Em segundo lugar, eles não diferenciavam as cidades entre os tipos de regime de previdência, isto é, RGPS ou RPPS. Por fim, eles analisaram o efeito causado pela auditoria, enquanto este trabalho verifica apenas o efeito do sorteio por si só.

Como resultado principal encontrado neste presente trabalho, destaca-se a redução média de 0,7 na quantidade de ativos financeiros investidos pelos fundos pertencentes aos grupos 4 e 24 da regressão de diferença nas diferenças pelo método *diff in diff staggered*, que ocorreram nas datas de abril/2013 e junho/2016, respectivamente.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Experimentos naturais ou *quase-experimentos* são eventos exógenos, como por exemplo mudanças políticas ou estruturais de um determinado local, que permitem separar dois grupos distintos, considerados previamente como semelhantes, para comparar os possíveis efeitos que essa intervenção gerou.

Desse modo, os sorteios instaurados pela CGU nos municípios permitem a existência de um grupo de tratamento e um grupo de controle, os quais podem ser estudados através de regressões, com o propósito de testar se esse evento exógeno gerou algum tipo de diferenciação entre eles.

Os Ensaios Controlados Randomizados ou RCT (do inglês, *Randomized Controlled Trials*) são amplamente utilizados na área das ciências médicas para controle dos experimentos e validação de hipóteses. Como citado por Schulz et al. (2010), no artigo CONSORT 2010, ensaios controlados randomizados, quando adequadamente projetados, conduzidos e relatados, representam o padrão-ouro de avaliação de intervenções de saúde. Da mesma forma, Sanson-Fisher et al. (2007) reforçam que para intervenções individualizadas, o RCT é, indiscutivelmente, o padrão-ouro do projeto de pesquisa. Sua aplicação à saúde da população, entretanto, é mais provável que encontre limitações metodológicas, pragmáticas e teóricas.

Nesta linha de limitações, Kennedy-Martin et al. (2015) citam fatores externos que podem influenciar a validação desse tipo de estudo no mundo real, que eles dividem em dois grandes grupos. O primeiro é atrelado a fatores explícitos. Por exemplo, critérios restritivos de inclusão/exclusão impedem que pacientes relevantes para o estudo sejam desconsiderados da análise, como nos casos de comorbidades ou idade avançada. O segundo, relacionado a fatores implícitos, exemplificado pelo temor de alguns pacientes com doenças muito graves, ao adentrarem num estudo desse tipo, ficarem no grupo que recebe placebo.

Apesar de existirem esses problemas que poderiam influenciar a validação de uma pesquisa utilizando a técnica de RCT, ambos são expurgados na seleção aleatória de municípios a serem auditados, pois todos os municípios de interesse para a auditoria fazem parte do universo de sorteio, ou seja, nenhum destes deixaria de ser selecionado devido a fatores explícitos, e nenhum deles teria a opção de não querer participar alegando algum risco perante os fatores implícitos. No entanto, vale

ressaltar que um município recém-auditado só poderá ser novamente sorteado após a ocorrência de três sorteios.

No estudo vigente, fazer auditorias de forma aleatória permite criar dois efeitos complementares. O primeiro deles está ligado ao fato de não se saber qual será o próximo município a ser sorteado e, apesar de a chance de ser selecionado aleatoriamente ser baixa, os dirigentes dos municípios sabem que correm o risco de serem sorteados e, por esse motivo, deveriam ter mais cautela em suas decisões. O segundo efeito está ligado à possibilidade de comparar municípios que foram selecionados com os outros municípios que não foram selecionados, e assim, avaliar se existem mudanças significativas entre o grupo de tratamento (sorteados) e o grupo de controle (não sorteados).

Diversos estudos concluíram razões pelas quais a auditoria pode ser benéfica para a sociedade e os motivos que levam à redução da corrupção. Besley e Case (1995), previamente, estudaram os efeitos da assimetria da informação sobre cada tipo de político e construíram um modelo de reputação no qual avaliaram o comportamento de governadores nos Estados Unidos da América, durante 1950 e 1986, comparando os políticos que poderiam se reeleger com os que possuíam algum tipo de limitação à reeleição, ficando evidente a diferença de comportamento entre ambos. Ferraz e Finan (2011) constataram que, em locais onde o prefeito possui interesse em se reeleger, ou seja, está no primeiro mandato, o uso inapropriado dos recursos públicos é em média 27% menor do que em municípios nos quais não existe esse incentivo, o que reforça o modelo de agência política proposto por Besley (2006), que discute os incentivos à reeleição de um político de acordo com a teoria dos jogos.

Nesta mesma linha de estudo, Bononis, Fuertes e Schwabe (2016) fizeram um amplo estudo em Porto Rico, no período de 1987 até 2005, e chegaram à conclusão de que estas auditorias, tanto aleatórias quanto periódicas, reduziram em até 67% os níveis de corrupção no curto prazo, e que as taxas de reeleição são mais altas em municípios que foram auditados no período anterior. Ting Chen, J. Kung (2018) utilizaram dados de transações que ocorreram na China, durante o período de 2004 até 2016, e concluíram que empresas ligadas à elite política do governo chinês obtiveram desconto entre 55,4% até 59,9%, comparado com outras empresas similares, porém sem ligações com o governo.

Sob a ótica brasileira, diversos artigos foram publicados à luz da diretriz da CGU de auditorias aleatórias. Em sua maioria, os estudos utilizaram como dados os

próprios relatórios das auditorias realizadas pela CGU, dados demográficos dos municípios pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), bases de dados do Tribunal Superior Eleitoral (TSE) para fins comparativos entre os governantes dos municípios, informações do Tesouro Nacional para controle de gastos, e do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

Ferraz e Finan (2008) encontraram que cada violação reportada adicional reduzia em aproximadamente 20% a chance de reeleição de um candidato. Complementarmente, municípios com rádio local possuíam um efeito ainda maior na chance de reeleição, aumentando em até 15,7% esse efeito de não se reelegerem, enquanto nos casos de municípios com rádio local, mas nos quais não foram encontrados sinais de corrupção, a chance do prefeito se reeleger aumentava em até 20%.

Colonnelli e Prem (2017) testaram os efeitos da corrupção na economia, durante o período de 2000 a 2014, e encontraram que as taxas de emprego são 2,5% maiores nos municípios que foram auditados, da mesma forma houve um aumento de 1,8% na quantidade de empresas e 3,8% a mais de empréstimos bancários privados para esses locais, contestando a expressão de que a corrupção age como “graxa nas rodas” da burocracia e que permite melhoria na economia e oportunidades das empresas.

Avis *et al*. (2018) investigaram os efeitos que essas auditorias da CGU causaram na redução da corrupção e encontraram cerca de 8% de redução nos níveis de corrupção nos municípios, que já foram ao menos uma vez auditados, em comparação com os municípios que foram auditados pela primeira vez. Eles mostraram também que os efeitos da auditoria, num determinado município, também geraram impacto em municípios vizinhos (*spillover effect*), obtendo uma redução de 7,5%.

Vale ressaltar que dentre as áreas e serviços auditados pela CGU, os RPPS[4] serão de pleno interesse para esse artigo, pois, não estão dentro do Regime Geral de Previdência Social, ou seja, são descentralizados quando comparados ao RGPS, e há várias notícias e estudos que encontraram evidências de corrupção e mau uso do

[4] Art. 40 da Constituição: os servidores públicos titulares de cargos efetivos da União, dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios possuem direito ao Regime Próprio de Previdência Social sendo instituídos e organizados pelos respectivos entes Federativos de acordo com as normas estabelecidas na nº 9.717/98

dinheiro público. Assim, este estudo busca responder se as auditorias aleatórias da CGU podem afetar a alocação de recursos e a seleção de investimentos da Previdência Pública, avaliando as diferenças de alocações dos fundos de pensão voltados aos funcionários públicos antes e depois do ente federativo ser sorteado.

Nessa mesma linha do estudo atual, Andonov, Hochberg e Rauh (2017) evidenciaram uma baixa performance de fundos de pensões gerenciados por autoridades do estado ou pessoas com cargos comissionados. Dois motivos se destacam no estudo realizado por eles. O primeiro envolve a falta de controle, no qual os ativos e investimentos escolhidos possuíam historicamente baixa performance, como mercado imobiliário, fundos de fundos ou mesmo investimentos gerenciados por pessoas com pouca experiência. Já o segundo, envolve o ganho ilícito ou a seleção de investimentos com contrapartida para essas autoridades, gerando também um retorno inferior aos outros fundos que não eram geridos por pessoas relacionadas ao estado.

Além disso, como no geral os regimes previdenciários são considerados solidários, ou seja, a população economicamente ativa é a que sustenta os custos dos já aposentados, é importante analisar os possíveis rombos financeiros que podem ocorrer ao longo do tempo e, que em linhas gerais, terão que ser custeados pelo governo. Por exemplo, Novy-Marx e Rauh (2012) verificaram que se não houver mudanças políticas significativas, o valor pago pelos contribuintes deveria aumentar cerca de 2,5 vezes para compensar os custos da aposentadoria atual dos Estados Unidos da América, o que poderia inviabilizar o programa.

Por isso, compreender os efeitos que as auditorias podem gerar na alocação dos recursos dos fundos de regime próprio, bem como tentar prever a probabilidade de gestores alterarem a carteira de investimentos depois da auditoria, pode auxiliar na melhoria de performance das alocações, bem como prevenir que fatos relacionados à corrupção elevem o rombo previdenciário do município e, de forma agregada, do país.

3. DADOS

Os dados utilizados nesse trabalho provêm, principalmente, de quatro grandes fontes, são elas: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Sistema de Cadastro Previdenciário dos RPPS (Cadprev) e o próprio site do Governo[5]. Para acessá-los, foi necessário utilizar a Economatica, *software* de dados do mercado financeiro e a biblioteca *ipeadatar* da IPEA via o *software* estatístico R. Importante destacar que os dados utilizados nesse trabalho foram construídos utilizando-se das informações públicas dos sorteios que estão disponíveis no site da CGU[6], enquanto as informações de alocação dos RPPS foram consolidadas com os dados obtidos da plataforma da Economatica, que, por conseguinte, extrai os dados do site da Cadprev.

Os dados do IBGE e IPEA permitem analisar a heterogeneidade dos municípios do Brasil e segregá-los em diferentes dimensões econômicas, geográficas e sociais. Já o Cadprev é o local para onde os dados dos estados e municípios com regimes próprios de previdência social devem ser encaminhados de forma obrigatória. Isso permite que a Economatica possa realizar uma varredura nesses dados e disponibilizá-los na plataforma.

3.1. Sorteios Públicos

Desde o início do programa em 2003, até o ano de 2015, foram realizados 40 sorteios públicos, e em cada um deles um grupo de setores pôde ser auditado de acordo com o tamanho do município. Por exemplo, no sorteio de número 23, que ocorreu em maio de 2007, as áreas selecionadas para auditoria em municípios com população entre 20 mil e 100 mil habitantes foram “educação, saúde, assistência social, segurança pública e indústria”. Já para cidades maiores, as áreas auditadas foram apenas “educação, segurança pública e indústria”.

---

[5] BRASIL. Ministério do Trabalho e da Previdência. Previdência no serviço público. 17 jul. 2020. Disponível em: https://www.gov.br/trabalho-e-previdencia/pt-br/assuntos/previdencia-no-servico-publico. Acesso em: 25 maio 2022

[6] BRASIL. Controladoria Geral da União. Programa de Fiscalização em Entes Federativos. 2022. Disponível em: https://www.gov.br/cgu/pt-br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/programa-de-fiscalizacao-em-entes-federativos. Acesso em: 22 maio 2022.

Com a evolução do programa em 2015, houve uma mudança no formato e cada novo ciclo passou a contar com uma seleção diferente, a saber: Censo, Matriz de Vulnerabilidade e Sorteios. Já foram contemplados sete ciclos, sendo que apenas o 3˚ e 7˚ ciclos tiveram municípios escolhidos via sorteio, tal como ocorria anteriormente. Todos os outros ciclos foram baseados em Censo e Matriz de Vulnerabilidade, um *score* do governo para direcionar o foco em regiões que precisam de maior acompanhamento.

Ao se considerar os dois Programas de Fiscalização, ocorreram 42 sorteios. Desse modo, todos os vinte e seis estados brasileiros (excluindo o Distrito Federal) foram auditados ao menos uma vez. O estado que mais teve cidades sorteadas foi Minas Gerais, com um total de 239 cidades únicas auditadas, representando 28% do total de municípios desta unidade federativa. Porém, proporcionalmente à quantidade de cidades em cada estado, o Amapá foi o que teve mais cidades sorteadas, sendo que dos 16 municípios, 14 participaram de algum sorteio. No total, 2.118 municípios foram auditados pelo menos uma vez. Amajari, em Roraima, foi auditado quatro vezes; outras 25 cidades, três vezes e 229 cidades foram sorteadas 2 vezes.

Apesar de nem todas as cidades com RPPS já terem passado por auditorias, o envio dos documentos ao Cadprev é obrigatório, o que faz com que essa base seja ainda mais rica, pois possibilita avaliar o comportamento dos municípios que foram sorteados em comparação aos que não passaram por nenhum processo de auditoria por sorteio.

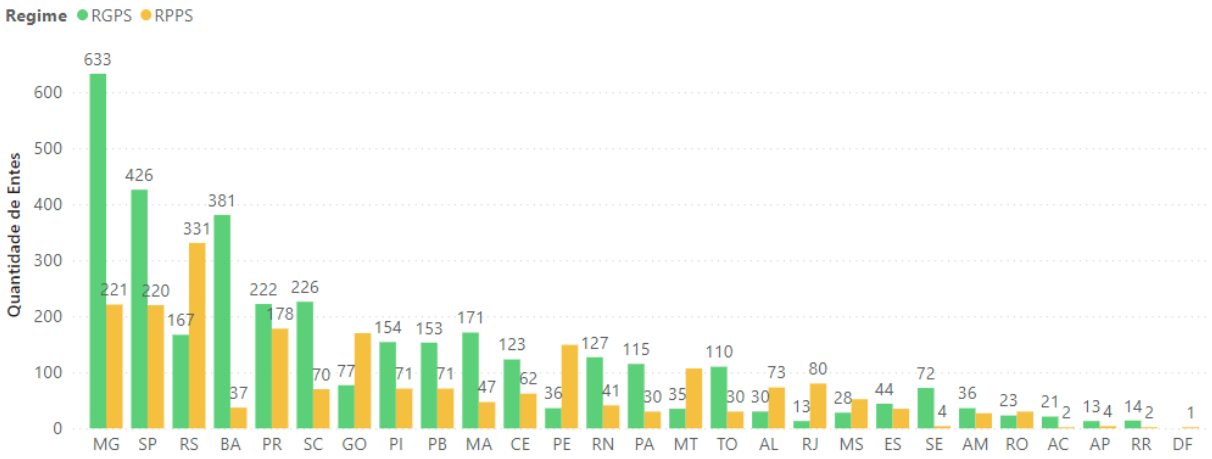
De forma geral, é possível ter acesso a todo o histórico de investimentos dos fundos RPPS, incluindo informações de tipo de alocação, nome do fundo, gestor da carteira atual, classificação CVM do fundo, se ele está ativo ou cancelado e todos os valores financeiros alocados em cada tipo de alocação e, até mesmo, cada um dos fundos investidos pelo RPPS ao longo do tempo. Importante ressaltar que os dados de abril de 2011 a dezembro de 2016 são exibidos bimestralmente, enquanto de janeiro de 2017, até os dias atuais, mensalmente.

3.2. RGPS e RPPS

Os dados que constam no site do Governo referente aos regimes previdenciários e que datam de 31/07/2022, mostram que, do total de 5.595

municípios brasileiros, 2.145 possuem regimes próprios, equivalente a 38,34% das cidades do Brasil, e, portanto, se enquadram nesse estudo.

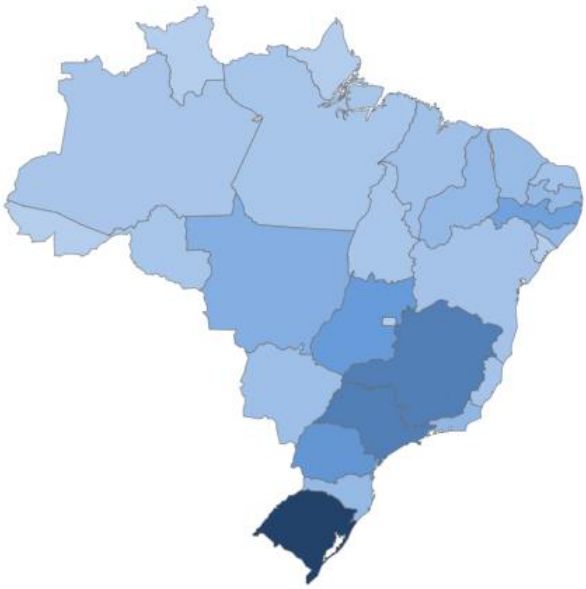
Gráfico 1 - Quantidade de Entes por Unidade Federal e Regime



Fonte: Regime Previdenciário dos Entes Federativos (Governo do Brasil)

Ao comparar as Unidades Federativas do Brasil, nota-se que o estado com maior proporção de RPPS é o Rio Grande do Sul, seguido por São Paulo e Minas Gerais. Em linhas gerais, a região Sul possui 27% dos RPPS do país, seguida pela região Sudeste (25,92%) e a região Nordeste (25,87%).

Figura 1- Concentração de RPPS por Unidade Federativa



Fonte: Regime Previdenciário dos Entes Federativos (Governo do Brasil)

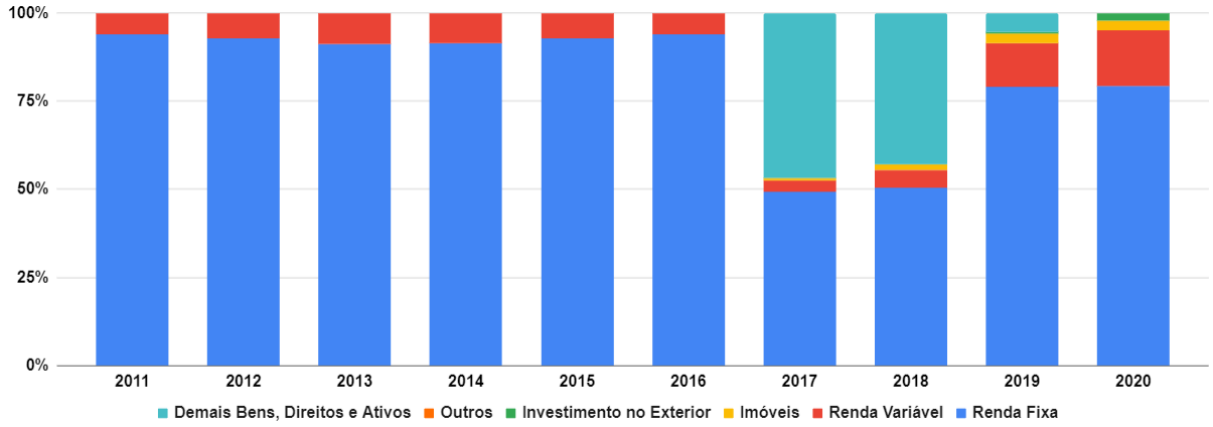
3.3. Aplicação de Recursos

Há dados na Economatica, desde abril de 2011, sobre os segmentos de investimentos realizados por fundos RPPS. Em linhas gerais, eles estão divididos nas seguintes categorias: Renda Fixa, Renda Variável e Investimentos Estruturados, Imóveis, Investimento no Exterior e, por fim, Demais Bens, Direitos e Ativos.

Renda Fixa sempre foi o segmento com maior montante investido, alinhado com o caráter de menor exposição ao risco de um regime previdenciário. Entre 2011 e 2016, o valor investido em Renda Fixa equivalia a um pouco mais de 90% do montante total de cada RPPS. No entanto, em 2017 e 2018, esse valor ficou próximo dos 50% e o segmento Demais Bens, Direitos e Ativos saltou para mais de 40%. Isso ocorreu devido aos montantes recebidos pelos municípios, principalmente a cidade do Rio de Janeiro, capital, no que tange os recursos provenientes do pré-sal.

Renda Variável e Investimentos Estruturados começaram a ter um pouco mais de relevância, a partir de 2019, quando superaram 10% da alocação dos RPPS. Antes dessa data, ficaram oscilando próximo de uma média de 6,5%. Imóveis ainda representam um pequeno montante do todo e tem crescido lentamente desde 2017, atingindo 2,9% no ano de 2020.

Gráfico 2 - Alocação de recursos totais dos RPPS



Fonte: Programa de Fiscalização em Entes Federativos (CGU)

Apesar do gráfico 2 apresentar dados até 2020, ao trazer um recorte atual dos investimentos dos RPPS, em abril de 2022, nota-se que Renda Fixa representou 78,5% de participação, enquanto Renda Variável, 17,8%, seguidos por imóveis próprios, 3,1% e o restante pulverizado em Outros e Demais Bens e Direitos. Além

disso, as Notas do Tesouro Nacional – Série B – NTN-B, que são atreladas à inflação, representaram mais de 13% dos investimentos e cerca de 20% do total de Renda Fixa. O que pode ser justificado pela meta atuarial, ou seja, garantir uma rentabilidade mínima do investimento, que ao longo do tempo, gere um valor líquido positivo em relação à inflação.

3.4. Resultado Previdenciário 2019

Ao avaliar o desempenho dos fundos RPPS, obtém-se como última informação o balanço fiscal de 1.870 municípios da unidade federal brasileira, no ano de 2019. Apesar de 1.212 municípios terem um Resultado Previdenciário positivo, a única região que fechou com superávit entre Receitas e Despesas da previdência foi a região Norte.

No total, as despesas superaram as receitas em mais 67 bilhões de reais e o estado de São Paulo e Minas Gerais representaram mais de 50% desse total, atingindo um déficit de 22 bilhões e 12,6 bilhões, respectivamente. Porém, vale ressaltar que, nos dados obtidos através do site do Governo, não foram encontradas despesas referentes aos estados do Amapá, Rondônia e Roraima, e isso pode ter favorecido essa região a aparentar melhores resultados que as outras regiões e, por precaução, é melhor não considerar a região Norte com superávit.

Tabela 1 - Superávit/Déficit previdenciário dos RPPS por região do Brasil

Região	Total
Norte	**R$ 1.3 Bi**
Nordeste	**-R$ 14.5 Bi**
Centro Oeste	**-R$ 5.1 Bi**
Sul	**-R$ 12.8 Bi**
Sudeste	**-R$ 36.5 Bi**
Total	**-R$ 67.6 Bi**

Fonte: Programa de Fiscalização em Entes Federativos (CGU)

3.5. Fundos RPPS

Os dados abaixo foram extraídos da Economatica e contemplam 2.024 municípios que possuem RPPS, o que equivale a 94% dos municípios que possuem RPPS. Apesar de existirem alguns dados anteriores, a série histórica disponível e padronizada na plataforma se inicia, em abril de 2011, e contempla todos os investimentos feitos por cada RPPS segmentados por tipo de investimento, classificação segundo a Comissão de Valores Imobiliários (CVM) e gestor do fundo investido pelo RPPS.

Do total de 1.465 Fundos de Investimentos que já foram investidos pelos RPPS, a proporção de fundos de Renda Fixa e Renda Variável era de praticamente 50% e 366 destes fundos já não existem mais. No entanto, apesar da proporção de quantidades de fundos ser a mesma, Fundos de Renda Fixa representaram mais de 75% do total das alocações dos investimentos.

A Caixa Econômica Federal é a gestora que mais esteve presente em fundos RPPS, com um total de 39.395 observações, que representa 35,8% do total, através de 102 fundos diferentes. O segundo lugar pertence ao Banco do Brasil, com 34,1% do total de observações, em 124 fundos. O Bradesco assume o terceiro posto, porém com apenas 5,9% do total, reforçando a supremacia que os fundos da Caixa Econômica e Banco do Brasil representam na previdência pública, podendo indicar um forte viés em escolher entes públicos e gerar potenciais conflitos de interesses ou mesmo eventual receio de fiscalização mais severa, no caso de entes privados atuando como gestores.

Essa mesma proporção e relevância também valem para o total de custódia dessas duas gestoras, que representam mais de 70% de todos os investimentos. 37,6% é o montante referente à Caixa Econômica e 33,6%, ao Banco do Brasil. As cinco maiores gestoras de fundos RPPS, em abril de 2022, podem ser encontradas na tabela abaixo.

Tabela 2 - Maiores gestoras de fundos alocados em RPPS em abr/22

Gestoras	abr./2022
Caixa Distribuidora de Títulos e Valores Mobiliários S.A.	37,6%
BB Gestão de Recursos DTVM S.A	33,6%
Bram - Bradesco Asset Management S.A. Distribuidora de Títulos e Valores Mobiliários	4,9%
Itau Unibanco S.A.	3,9%
Banrisul S.A. Corretora de Valores Mobiliários e Câmbio	2,4%
Outras	17,6%

% de gestão estatal: ~ 79%

% de gestão privada: ~ 21%

Fonte: Economatica

3.6. Dados Economatica/Cadprev

Os dados disponibilizados na plataforma da Economatica são tratados e padronizados, facilitando a compreensão das alocações, bem como a evolução histórica dos fundos. No entanto, alguns dados destoam da amostra e, por isso, precisaram ser devidamente endereçados.

Por exemplo, ao analisar cada uma das cidades disponíveis, nota-se que existem vinte e cinco estados incluídos na base de RPPS, ou seja, além da cidade de São Paulo que possui um RPPS, cujo nome da Gestora é Instituto de Previdência Municipal de São Paulo, o estado de São Paulo também possui seu regime próprio cuja gestora é o São Paulo Previdência – Spprev. Dentre a listagem total de estados, apenas o estado de Santa Catarina não aparece na amostra.

Além disso, os estados são responsáveis, na média, por 70% do total de valores que existem como Disponibilidade Financeira e, por consequência, são eles também os responsáveis pela distorção que ocorre no ano de 2017, no qual a disponibilidade financeira dos RPPS sofre um grande aumento, seguido por um forte decréscimo no ano posterior. Apesar dos fundos não descreverem a origem dos recursos, descobriu-se que grande parte desse aumento está ligada à distribuição dos recursos do Pré-sal. Por esses motivos, somado ao fato de existirem apenas vinte e cinco estados dentro do total de municípios na base da Economatica, optou-se em retirá-los do estudo.

Outra informação importante refere-se aos dados reportados na plataforma que indica a presença de todos os fundos já alocados pelo RPPS, ou seja, se o RPPS deteve determinado ativo em sua posição, mas não o possui mais, ele irá constar na base, porém seus valores serão diferentes de zero somente quando o RPPS realmente estava investindo nele. Por outro lado, quando o valor é zero, isso indica que ele foi realmente reportado como zero ou com muitas casas decimais que, por arredondamento, podem fazer com que ele seja desconsiderado. Esses detalhes foram incluídos no modelo para diferenciar o valor zero da ausência de informação.

Por fim, alguns tipos de investimentos reportados pelos fundos possuem como descrição: Demais At Não Enquadrados na Res CMN - Demais At Não Enquadrados na Res CMN - Outros At Não Enquadrados na Res CMN, Demais At Não Enquadrados na Res CMN - Títulos de RF ou Demais At Não Enquadrados na Res CMN - Valores Mobiliários. Todos esses casos foram considerados como Outros dentro das alocações por não serem tão relevantes, e representam apenas 0,01% do total das alocações. Caso isso possa ser relevante, em algum estudo, esse tipo de investimento está relacionado a Royalties, Fundos de Participações e outros tipos de fundos. Além disso, a maior parte dos RPPS que possuem fundos com essa descrição se encontram no Rio Grande do Sul.

3.7. Base de dados final

Para melhor esclarecimento do recorte das cidades utilizado nesse trabalho, vale evidenciar os números referentes às cidades e sorteios. Desse modo, o total de cidades existentes no Brasil, segundo o site do Governo[7], é de 5.595. Já a quantidade de municípios que possuem RPPS é de 2.153, sendo que existem mais 21 RPPS que estão em processo de extinção.

Como já mencionado, os sorteios realizados pela CGU não diferenciam qual o tipo de previdência delas e, por isso, os grupos sorteados possuem ambos os tipos de regime. Vale destacar que o período de interesse, nesse trabalho, contempla os

[7] BRASIL. Ministério do Trabalho e da Previdência. **Regime previdenciário dos entes federativos.** 24 mar. 2021Disponível em: https://www.gov.br/trabalho-e-previdencia/pt-br/assuntos/dados-e-estatisticas/previdencia/painel-estatistico-da-previdencia/regimes-proprios-de-previdencia-social-1/regime-previdenciario-dos-entes-federativos. Acesso em: 21 out. 2022.

anos de 2011 a 2019. Desse modo, a distribuição entre sorteados e grupo de interesse fica melhor evidenciada na Tabela 3, abaixo:

Tabela 3 - Quantidade de cidades auditadas por sorteio e tipo de regime

Data do Sorteio	Nº sorteio	Quantidade cidades	Quantidade RGPS	Quantidade RPPS
05/08/2011	34	60	38	22
03/10/2011	35	60	39	21
23/07/2012	36	60	38	22
08/10/2012	37	60	35	25
04/03/2013	38	60	34	26
17/02/2014	39	60	36	24
02/02/2015	40	60	41	19
01/06/2016	3º ciclo	71	35	36

Fonte: Programa de Fiscalização em Entes Federativos (CGU)

Como pode ser visto, a quantidade de cidades com RPPS em cada sorteio representa um número bem pequeno. Além disso, dentre as cidades selecionadas, ao verificar a base da Economatica, algumas delas não possuem dados de alocação. Em média, pelo menos 2 cidades com RPPS, em cada sorteio, não possuíam nenhum valor de alocação de recursos ou a quantidade de meses reportados era muito pequena para analisar, fazendo com que o universo total de estudo fosse um pouco menor que 200 cidades.

As informações gerais dos dados utilizados nesse trabalho podem ser vistas na Tabela 4.

Tabela 4 - Resumo das estatísticas

Variáveis	n	Média	Desv pad	Mediana	Min	Max
Data	112678	2015-08-01	-	2015-08-01	2011-04-01	2019-12-01
Renda Fixa (RF)	99236	39487.67	117398.33	10388.2	0	3039778.44
Log pib per capita	112625	9.8	0.71	9.82	8.01	12.97
Percentual RV	35335	0.08	0.08	0.05	0	1
Quantidade gestores	98121	3.04	2.46	3	1	30
Quantidade ativos	98389	9.24	8.36	7	1	82
Prazo médio	75666	2.02	22.87	0.35	0	1055.49

Fonte: Autoria própria – cálculos via software R

De forma resumida, ao final de todos os tratamentos, foi obtido um total de 2.047 cidades no grupo de controle e 183 no grupo de tratamento. Por ser um número relativamente baixo, foi realizado um teste estatístico para validar o tamanho mínimo do grupo de tratamento. A fórmula[8] utilizada para esse cálculo é dada por:

$$\mathrm{n} = \frac{\frac{z^2 * p(1-p)}{e^2}}{1 + \frac{z^2 * p(1-p)}{e^2 * N}} \tag{1}$$

onde, e é a margem de erro, z é o número de desvios padrões de acordo com o nível de confiança esperado, *N* é o tamanho da população e p é a proporção da população.

Considerando e igual a 5%, *N* como 2.143, z como 1.96 (95% de intervalo de confiança) e considerando um p igual a 50%, temos um tamanho de amostra esperado igual a 326 cidades, o que indica que o grupo de tratamento atual é significativamente menor.

[8] https://www.abs.gov.au/websitedbs/d3310114.nsf/home/sample+size+calculator

4. METODOLOGIA

Na literatura acadêmica, o processo de sorteios ou aleatorização na escolha de grupos e amostras é conhecido por Ensaios Controlados Randomizados (na sigla em inglês, RCT). Esta metodologia permite que as características dos participantes do experimento sejam exógenas *ex-ante* e dessa forma, pode-se inferir os efeitos causais gerados por um determinado tratamento nos grupos.

Tal método é muito frequente em estudos clínicos na ciência médica, nos quais um determinado grupo recebe o placebo e o outro recebe determinado medicamento, a fim de mensurar os efeitos que um novo remédio causa no grupo tratado.

De forma geral, é importante validar se os grupos de controle e de tratamento são estatisticamente similares *ex-ante*, para que os efeitos capturados pelas regressões não sejam consequência de diferenças anteriores ao tratamento entre os grupos. Desse modo, validar as diferenças de médias antes e depois do tratamento é uma forma de verificar se o grupo tratado é representativo da população de municípios.

4.1. Teste T de Student

Dentre os testes mais utilizados para testar se a diferença entre as médias dos grupos é, estatisticamente, significativa, destaca-se o teste T de Student. Por ser um teste estatístico, o intuito é validar qual das duas hipóteses é verdadeira. A primeira hipótese, denominada hipótese nula (H_0), indica que as médias entre as duas amostras, ou grupos, são, estatisticamente, iguais. Já a hipótese alternativa (H_1) indica que as médias são, estatisticamente, diferentes. De forma análoga, é o mesmo que dizer que a diferença entre as médias (μ_d) é, estatisticamente, igual ou diferente de zero e podem ser representadas por:

H_0: $\mu_d = 0$

H_1: $\mu_d \neq 0$,

onde $\mu_d = \mu_{tratado} - \mu_{controle}$

Assim, ao garantir que as amostras são, estatisticamente semelhantes, antes do tratamento, tanto para as variáveis dependentes, quanto para os controles,

permite-se que a análise comparativa entre as diferenças das médias antes e depois do tratamento possa inferir causalidade dada pelo sorteio. Ou seja, como a auditoria é aleatorizada e as características dos municípios são, estatisticamente, semelhantes, sabemos que as possíveis diferenças ocorridas na alocação de recursos financeiros entre os municípios que não foram sorteados, em comparação com os que foram, decorrem da auditoria realizada pela CGU. Vale ressaltar que a importância desse teste é para saber se a amostra sorteada possui tamanho suficiente para ser representativa da população de municípios. Na tabela abaixo, é possível verificar o resultado do teste T aplicado a algumas variáveis:

Tabela 5 - Resultados do teste T para médias das variáveis

Variáveis	Nome	grupo controle	grupo tratamento	p-value
dependente	percentual RF	0,9183	0,8905	0,27
	quantidade de gestores	2,48	2,44	0,79
	quantidade de ativos	5,09	5,01	0,83
	prazo médio ponderado	1,89	0,61	0,04**
independente	log do pib per capita	9.48	9.41	0,16
Nota:			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

Fonte: Autoria própria

No entanto, como pode ser visto na tabela acima, o p-valor para prazo médio ponderado é significativo para um intervalo de confiança de 95%, sendo um indicativo de que, pelo menos para a média desta variável, as cidades sorteadas são diferentes antes do tratamento. Tal fator pode estar relacionado à quantidade de cidades tratadas, que é relativamente menor. Por isso, faz-se necessário aprofundar os estudos e utilizar modelos mais robustos para filtrar possíveis vieses relacionados aos grupos.

4.2. Regressão Linear Múltipla em Painel

Como mencionado anteriormente, uma simples comparação de médias deveria ser suficiente para analisar os dados da regressão, caso a amostra seja representativa da população e a aleatorização tenha sido realizada adequadamente. Nesse teste, a variável dependente, referida normalmente por *y*, pode ser explicada pelas variáveis

independentes, *x*. Como existe mais de uma variável independente, será utilizado o modelo de regressão múltipla por mínimos quadrados ordinários. O resultado obtido é robusto à heterocedasticidade, aplicando o ajuste proposto por White (1980, 1982). De qualquer forma, vale mencionar que a variável independente de interesse é a *dummy* de cidade auditada, pois é ela que evidenciará as diferenças entre os grupos de tratamento e controle.

O foco é analisar as possíveis modificações que ocorrem na estrutura dos fundos dos RPPS, uma vez que um município é sorteado. Desse modo, foram escolhidas quatro variáveis que podem capturar algum tipo de indicativo de má gestão nesses fundos. São elas: **alocação de renda fixa**, pois um fundo de previdência possui viés de longo prazo e baixo risco, devendo optar por uma carteira com maior volume em renda fixa; **quantidade de gestores** por fundos, uma vez que possuir poucos gestores poderia sugerir um maior risco operacional pelo dinheiro estar alocado sob uma única custódia ou, diante da possibilidade de auditorias, os fundos optem por gestores mais sólidos, se desfazendo de gestores com maior risco; **quantidade de ativos investidos** em cada RPPS, já que ter poucos ativos pode sugerir pouca diversificação, muitos ativos pode gerar um custo elevado de gestão e as auditorias podem influenciar que determinadas classes ou tipos de ativos deixem de ser investidas; e por fim o **prazo médio ponderado** pela quantidade investida, para identificar se depois dos sorteios ocorre alguma movimentação atípica no prazo médio de resgate dos ativos investidos, talvez optando-se por retirar ativos de alta liquidez para quitar dívidas ou fechar acordos, por exemplo.

Já as variáveis independentes estão relacionadas às características do município e do sorteio, que, nesse estudo, correspondem à *dummy* de cidade sorteada (D_c), que assume o valor de 1, caso a cidade tenha sido sorteada, e o log do pib per capita.

No entanto, como a média entre os grupos de controle e tratamento, antes dos sorteios, indicou que elas são diferentes para o prazo médio ponderado dos ativos, optou-se por realizar três regressões para testar o beta da variável de interesse, chamada nesse trabalho por *dummy tratamento,* que identifica o grupo tratado em relação ao de controle, após o tratamento.

A primeira regressão, referenciada como “modelo simples”, neste trabalho, utiliza apenas a *dummy tratamento* para comparar os grupos. De forma genérica, a equação é dada por:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \mathrm{D_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

onde, α é o intercepto

y_{it} é a variável dependente do município i no período t

D_{it} é a dummy que assume valor de 1 após a data do tratamento para as cidades sorteadas e 0, caso contrário

ε_{it} é o resíduo

Já a segunda regressão incorpora como variável de controle o pib per capita do município (i) no período (t). Se a amostra fosse significativa, incorporar novas variáveis, consideradas ortogonais em relação a *dummy tratamento*, não deveria gerar alteração no beta da variável de interesse, dado que a aleatorização ocorreu via sorteio. Essa regressão é referenciada no estudo por "modelo covariadas" e é dada por:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \mathrm{log\ do\ pib\ per\ capita}_{it} + \beta_2 D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Por fim, para aumentar a robustez dos modelos, a última regressão executada é semelhante à anterior, porém utilizando-se o estimador de efeitos fixos *two-ways*, no qual as características fixas dos municípios e os choques homogêneos ao longo do tempo são controlados. Esta regressão é referenciada apenas por TWFE (*two-ways fixed effects*), nesse estudo, e analisa o efeito médio do tratamento sobre as cidades auditadas, comparativamente ao grupo de controle, cuja fórmula pode ser dada por:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 \mathrm{log\ do\ pib\ per\ capita}_{it} + \beta_2 D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Onde α_i é o efeito do município e

δ_t é o efeito fixo de tempo

Na regressão TWFE, considera-se o efeito médio do tratamento durante o período analisado, e, com o propósito de desagregar o efeito ao longo do tempo, foi criada uma regressão adicional interagindo o bimestre (tempo) com a *dummy* de

tratamento. Dessa maneira é possível acompanhar o efeito acumulativo do sorteio ao longo dos meses, para os tratados. Nesse caso, a função pode ser aproximada por:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 \text{log do pib per capita}_{it} + \sum_{k=2}^{T} \beta_k (D_i \; x \; data_k) + \varepsilon_{it} \qquad (5)$$

sendo $\sum_{k=2}^{T}(D_i \; x \; data_k)$ a interação entre a *dummy* que captura se o município foi auditado ou não (D_i) com a *dummy* que identifica o período, capturando o efeito do tratamento de forma cumulativa, mês a mês.

4.3. Diferença em Diferenças (diff-in-diff)

O método de diferenças em diferenças é uma das formas mais utilizadas para estimar o efeito causal de uma nova política ou intervenção sobre determinado fator. Através desse teste, é possível comparar a média do grupo de controle e do grupo de tratamento, antes e depois da intervenção. Ao contrário de métodos aplicados a séries temporais, ou um modelo de *cross-section*, o estimador de *diff-in-diff* aplicado nesse estudo utiliza uma estrutura em painel para mensurar as diferenças entre os grupos de controles e tratados, antes e depois.

No trabalho apresentado por Callaway e Sant'Anna (2021), eles elucidam as vantagens de se utilizar o *diff-in-diff staggered*, que tenta contornar um problema encontrado no TWFE, que acaba desconsiderando a heterogeneidade do efeito de tratamento com grupos tratados em múltiplos estágios. Para simplificar, uma regressão TWFE compara os indivíduos nunca tratados com os tratados, porém, quando existem intervenções em múltiplos estágios de tempo, corre-se o risco da regressão também comparar grupos tratados recentemente com grupos que já foram tratados, podendo enviesar a estimativa, como citado por Borusyak e Jaravel (2018).

Por esse motivo, o *diff-in-diff staggered* é uma alternativa ao método TWFE, ao possibilitar que cada uma das intervenções possa ser tratada de forma diferente para cada grupo em diferentes momentos do tempo. Só assim, cada uma dessas análises individuais pode ser agrupada para gerar um efeito combinado de todos os tratamentos de forma não viesada. Para isso, são assumidas duas hipóteses: a primeira sobre a tendência paralela entre o grupo de tratamento e o de controle que

poderá ser testada no estudo de eventos, e a segunda que sinaliza que, uma vez que o município tenha sido tratado, ele nunca deixará o grupo dos tratados.

Na tentativa de controlar os efeitos que podem ser gerados pelas variáveis que não foram consideradas no modelo e, normalmente, variam de um indivíduo para o outro, mas permanecem constantes ao longo do tempo, inclui como validação os efeitos fixos. Ou seja, o intercepto muda para cada indivíduo, mas é constante, ao longo do tempo, para cada um deles.

Assim, o cálculo médio do modelo de *diff in diff staggered,* criado pelos autores Callaway e Sant'Anna (2021), é realizado de forma desagregada para cada grupo tratado (g) no período (t) e ao assumir t > g, a equação que define o efeito do tratamento médio dos tratados em relação aos que nunca foram tratados (C=1) pode ser definida por:

$$ATT(g,t) = E\left[Y_t - Y_{g-1} \mid X, G = g\right] - E\left[Y_t - Y_{g-1} \mid X, C = 1\right] \quad (6)$$

Onde, Y_t é o valor da variável de resultado para o grupo tratado (G=g) ou controle (C=1) em t.

Y_{g-1} é o valor da variável de resultado para o grupo tratado (G=g) e para o grupo de controle (C=1) no período imediatamente anterior ao tratamento do grupo g (g-1).

X são as covariadas.

Em linhas gerais, pode-se dizer que o efeito médio de tratamento do grupo g é dado pela diferença das médias entre os grupos tratados em t, em relação ao grupo tratado em g-1, e as médias entre o grupo de controle em t, menos o controle em g-1.

Além disso, o estimador de diferenças em diferenças com múltiplos períodos de tratamento (*staggered*), criado pelos autores Callaway e Sant'Anna (2021), permite que alguns testes sejam aplicados para conferir robustez nas estimativas. Entre essas possibilidades, pode-se testar a validade da hipótese de tendências comuns através de gráficos de estudo de eventos. Diferentemente do TWFE, em que se é aplicada uma regressão de estudos de eventos, os gráficos de estudo de eventos reportados pelos autores são baseados no efeito médio do tratamento por grupo e tempo. Nesse caso, o coeficiente estimado é uma média ponderada pelo número de observações dos efeitos tratamentos de cada grupo tratado em comparação a seu controle por

período. Com esses resultados, é possível validar se já havia diferenças significativas entre o grupo controle e os grupos tratados antes do tratamento.

Por fim, ao se estimar o efeito tratamento médio através do método duplamente robusto (*doubly robust*) elaborado pelos autores, aplica-se um *matching* muito similar ao *propensity score matching* que é uma forma artificial de construir um grupo de controle semelhante ao grupo de tratamento de acordo com a similaridade das suas características. Esse método é uma forma de garantir que os grupos são estatisticamente semelhantes antes da intervenção e que os resultados obtidos posteriormente se devem principalmente pelos efeitos gerados pela adoção dessa nova política.

5. RESULTADOS

Ao se aplicar as primeiras regressões, o “modelo simples” mostrou que a variável de estudo, *dummy tratamento*, era estatisticamente significativa para quantidade de ativos e quantidade de gestores.

Porém, ao incluir uma nova variável de controle (log do pib per capita) no “modelo covariadas”, a *dummy tratamento* deixa de ser significativa, indicando que o efeito positivo capturado no “modelo simples” era consequência de viés de variável omitida. Vale ressaltar que para essas duas variáveis (quantidade de ativos e gestores) o log do pib per capita se manteve estatisticamente significativo, até mesmo no modelo *two-ways* para efeitos fixos. Esse resultado era esperado, pois quanto maior o pib per capita de um município, maior deveria ser a quantidade de gestores e ativos presentes no fundo RPPS.

Tabela 6 - Resultados das regressões para quantidade de ativos

Variável dependente:	Quantidade de ativos		
	Modelo simples	Modelo covariadas	TWFE
Dummy tratamento	3.670***	1.269***	-0.525
	(0.422)	(0.456)	(0.432)
log pib per capita		7.811***	-0.973***
		(0.306)	(0.006)
Município EF	Não	Não	Sim
Tempo EF	Não	Não	Sim
Observações	98,389	98,389	98,389
R2	0.013	0.208	0.002
R2 ajustado	-0.009	0.191	-0.020
Estatística F	1,261.4*** (df =1; 96297)	12,682.0*** (df= 2; 96296)	103.0*** (df =2; 96244)
Nota:			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Autoria própria – cálculos via software R

Tabela 7 - Resultados das regressões para quantidade de gestores

Variável dependente:	Quantidade de gestores		
	Modelo simples	Modelo covariadas	TWFE
Dummy tratamento	0.707***	0.393***	0.132
	(0.158)	(0.162)	(0.158)
log pib per capita		1.026***	-0.280***
		(0.066)	(0.111)
Município EF	Não	Não	Sim
Tempo EF	Não	Não	Sim
Observações	98,121	98,121	98,121
R2	0.008	0.060	0.002
R2 ajustado	-0.014	0.040	-0.020
Estatística F	726.83*** (df =1; 96030)	3,082.3*** (df =2; 96029)	94.08*** (df =2; 95977)
Nota:			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Autoria própria – cálculos via software R

Para o percentual de renda fixa investido por esses fundos, o pib per capita se mostrou estatisticamente significativo no modelo de covariadas, porém perde sua relevância ao ser controlado pelo *two-ways* para efeitos fixos.

Tabela 8 - Resultados das regressões para percentual renda fixa

Variável dependente:	Percentual de renda fixa		
	Modelo simples	Modelo covariadas	TWFE
Dummy tratamento	-0.013	-0.007	-0.006
	(0.009)	(0.009)	(0.009)
log pib per capita		-0.022***	0.005
		(0.006)	(0.006)
Município EF	Não	Não	Sim
Tempo EF	Não	Não	Sim
Observações	35,335	35,335	35,335
R2	0.001	0.007	0.0004
R2 ajustado	-0.035	-0.029	-0.038
Estatística F	27.802*** (df =1; 34095)	126.972*** (df =2; 34093)	6.255*** (df =2; 34041)
Note:			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Autoria própria – cálculos via software R

Já a variável prazo médio não se mostrou relevante nesse estudo, pois não foi estatisticamente significativa em nenhum dos três modelos testados.

Tabela 9 - Resultados das regressões para prazo médio

Variável dependente:	Quantidade de gestores		
	Modelo simples	Modelo covariadas	TWFE
Dummy tratamento	0.027	-0.276	-0.317
	(0.110)	(0.391)	(0.479)
log pib per capita		0.944	1.006
		(1.165)	(1.079)
Município EF	Não	Não	Sim
Tempo EF	Não	Não	Sim
Observações	75,666	75,666	75,666
R2	0.0000	0.0002	0.0001
R2 ajustado	-0.026	-0.026	-0.027
Estatística F	0.003 (df = 1; 73719)	6.653*** (df = 2; 73718)	2.862* (df = 2; 73666)
Nota:			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

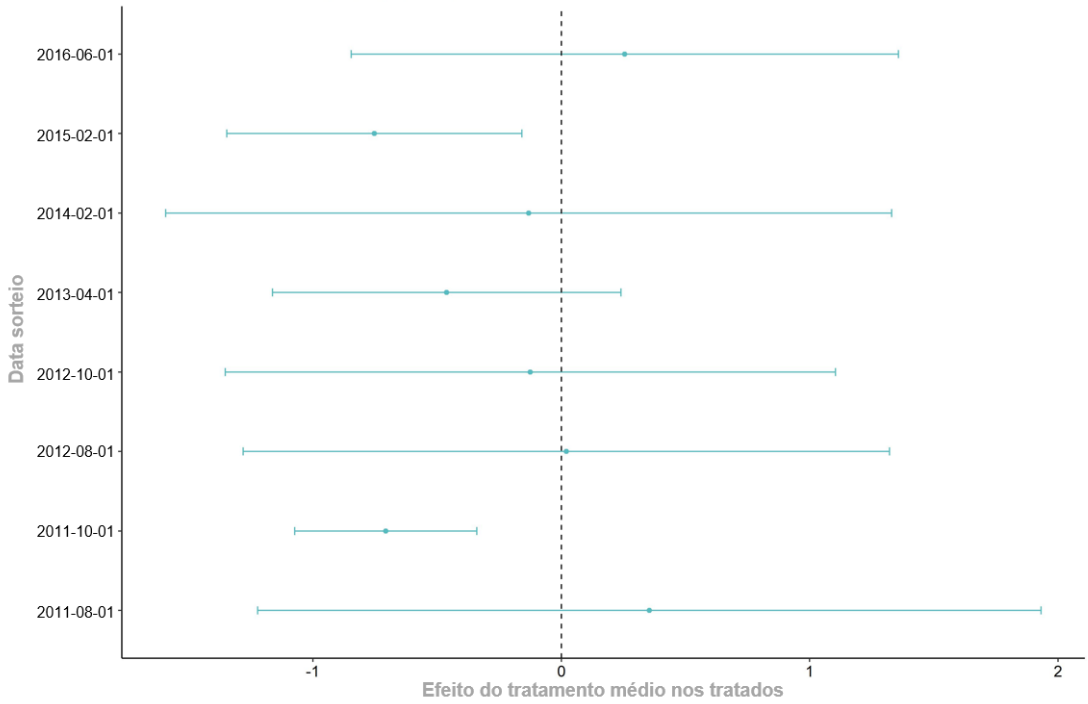
Fonte: Autoria própria – cálculos via software R

Por conseguinte, ao realizar o modelo TWFE olhando ponto a ponto, ao invés do tratamento médio, notou-se uma redução de 2,5% na média da quantidade de ativos financeiros investidos no grupo de tratamento. Isso representa em média, 1 ativo a menos, após os sorteios, e indicando que os fundos de RPPS tendem a reduzir a quantidade de ativos presentes em sua base.

Isso fica evidente ao se analisar os resultados período por período na regressão de quantidade de ativos que pode ser encontrada no apêndice desse trabalho na Tabela I.

Finalmente, ao se utilizar do *diff in diff staggered*, obteve-se também uma redução de 0,7 ativos na quantidade de ativos totais investidos no grupo de tratamento após a auditoria, representando 1,5% de redução média. Porém, esse efeito só ficou evidente nos grupos de controle 4 e 24, auditados, respectivamente, em outubro de 2011 e fevereiro de 2015, e não sendo estatisticamente significativo no tratamento temporal, como pode ser visto no Gráfico 3 e Gráfico 4, que mostram o efeito médio do tratamento do grupo tratado, respectivamente, analisando cada um dos sorteios que ocorreram, visão por grupos, e uma visão unificada de todos os grupos, ao longo do período de 9 bimestres antes e 9 bimestres depois do tratamento.

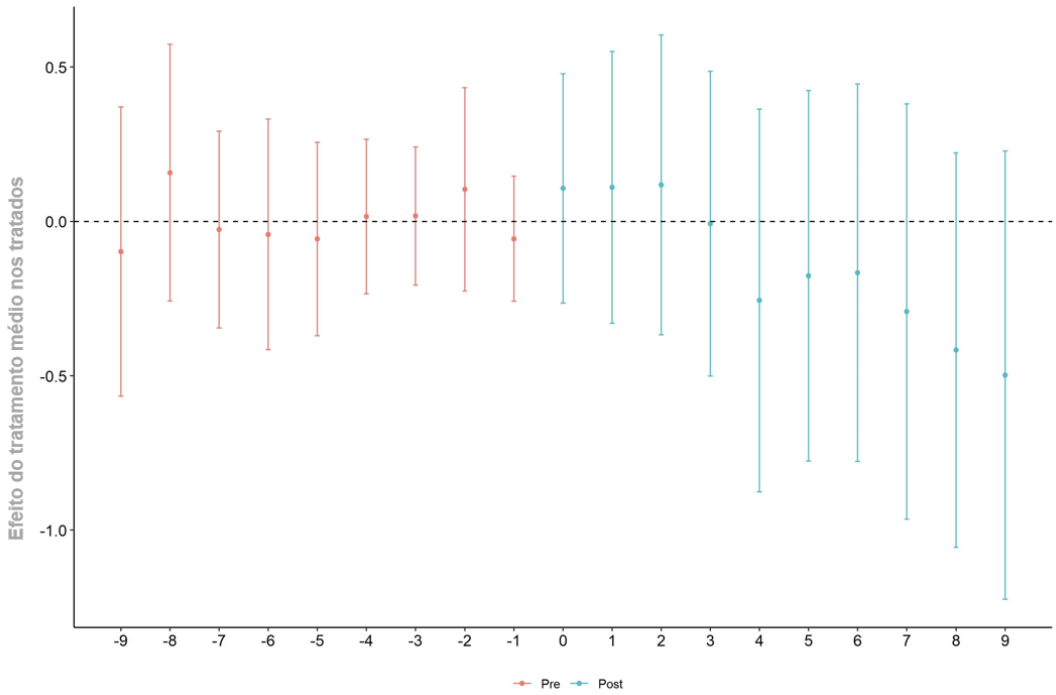
Gráfico 3 - Tratamento médio por grupos para quantidade de ativos



Fonte: Autoria própria – cálculos diff in diff staggered via software R

Gráfico 4 para tratamento médio por tempo para a variável de quantidade de ativos alocados pelo fundo RPPS:

Gráfico 4 - Tratamento médio por tempo para quantidade de ativos

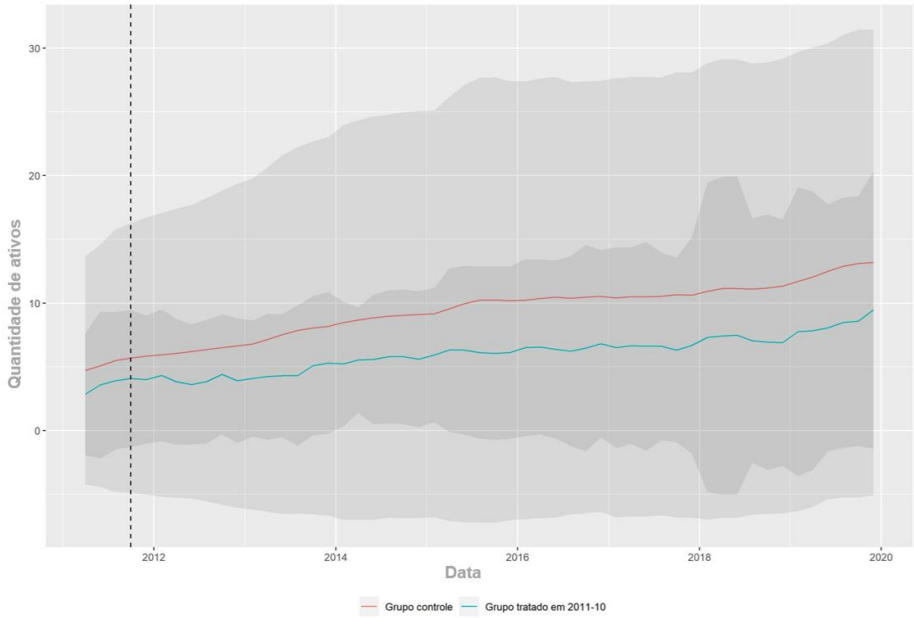


Fonte: Autoria própria – cálculos diff in diff staggered via software R

Uma vez que os grupos tratados em outubro de 2011 e fevereiro de 2015 se mostraram estatisticamente significativos para quantidade de ativos, abaixo, podem-se observar mais detalhes de como cada variável dependente se comportou para cada um desses dois grupos de tratamento.

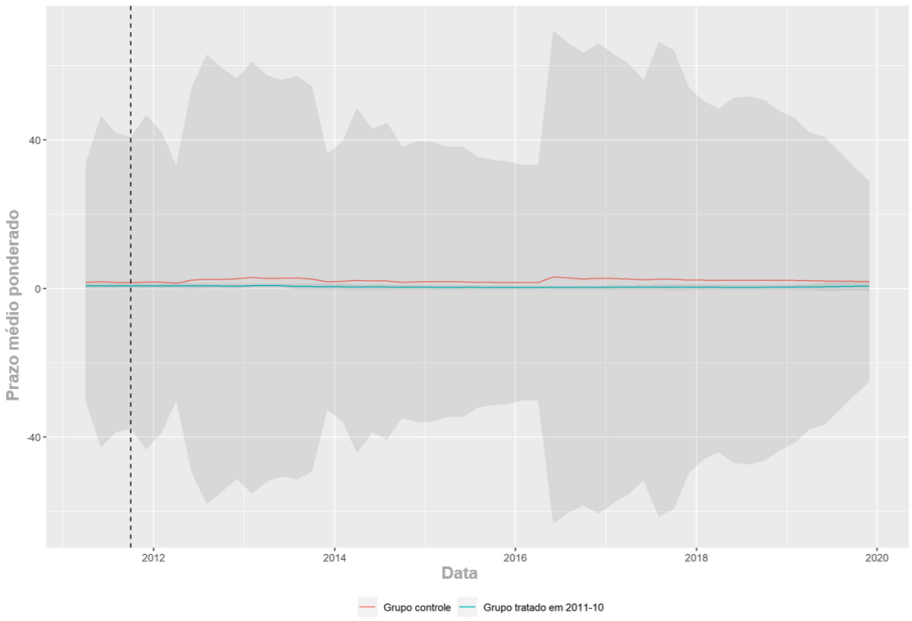
Os Gráficos 5, 6, 7 e 8 representam os resultados obtidos para os municípios sorteados em outubro de 2011, e correspondem à comparação média entre este grupo de tratamento e grupo de controle para as variáveis de quantidade de ativos, prazo médio ponderado, quantidade de gestores e percentual de renda fixa alocado, respectivamente.

Gráfico 5 - Comparação da média para quantidade de ativos no grupo tratado em outubro de 2011



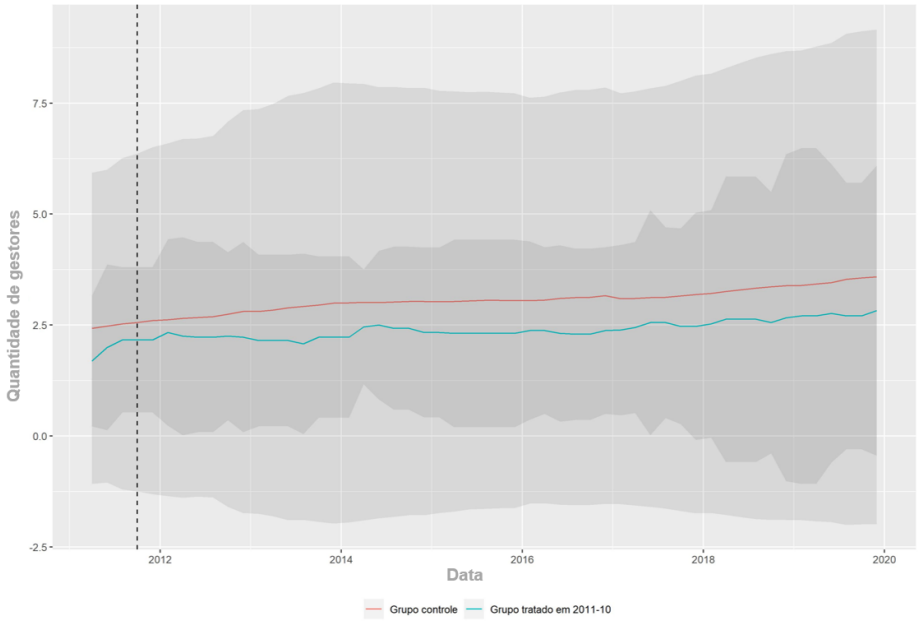
Fonte: Autoria própria – comparação de médias via software R

Gráfico 6 - *Comparação da média para prazo médio no grupo tratado em outubro de 2011*



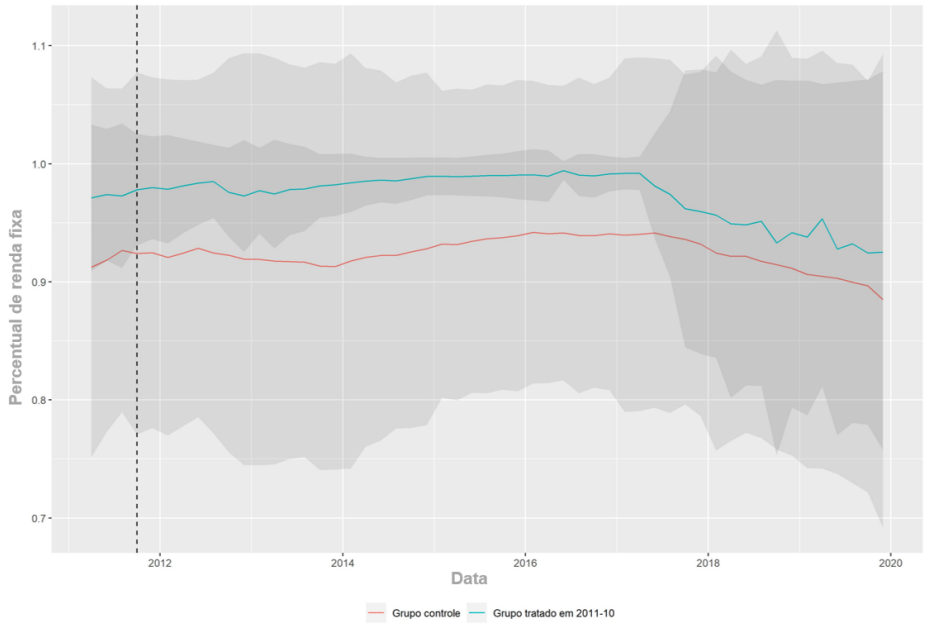
Fonte: Autoria própria – comparação de médias via software R

Gráfico 7 - Comparação da média para quantidade de gestores no grupo tratado em outubro de 2011



Fonte: Autoria própria – comparação de médias via software R

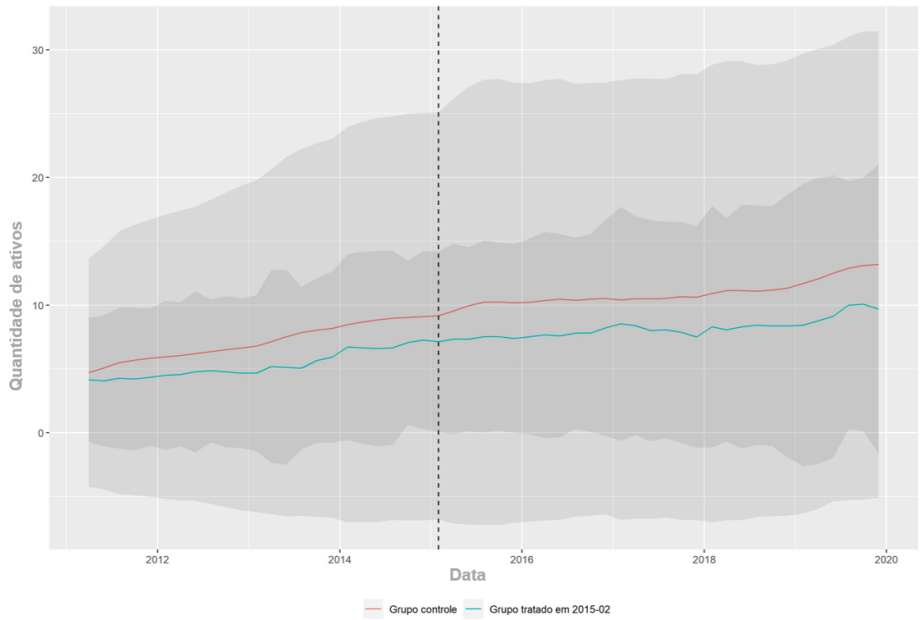
Gráfico 8 - Comparação da média para percentual alocado em renda fixa no grupo tratado em outubro de 2011



Fonte: Autoria própria – comparação de médias via software R

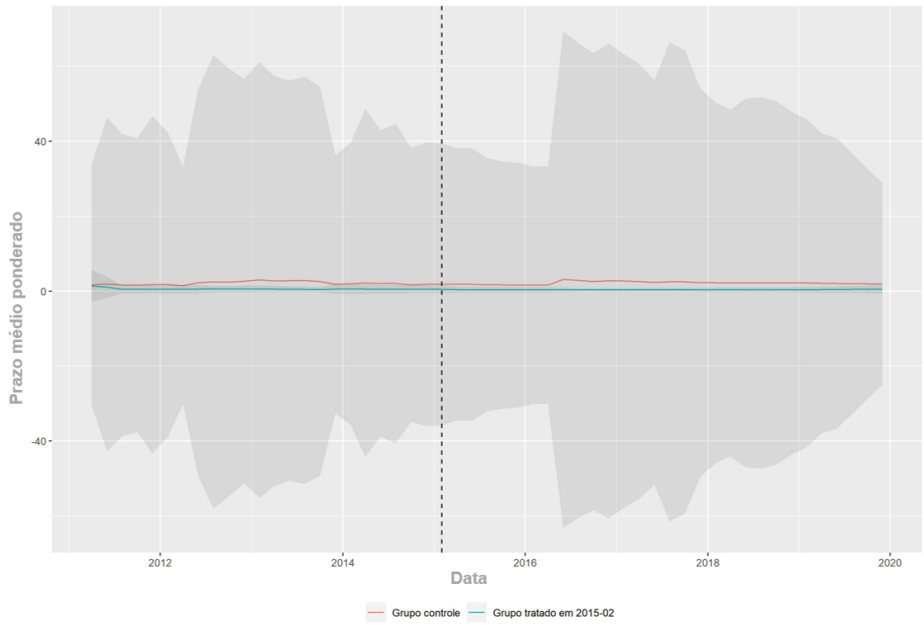
Já os Gráficos 9, 10, 11 e 12 representam os resultados obtidos para os municípios sorteados em fevereiro de 2015, e correspondem à comparação média entre este grupo de tratamento e grupo de controle para as variáveis de quantidade de ativos, prazo médio ponderado, quantidade de gestores e percentual de renda fixa alocado, respectivamente.

Gráfico 9 - Comparação da média para quantidade de ativos no grupo tratado em fevereiro de 2015



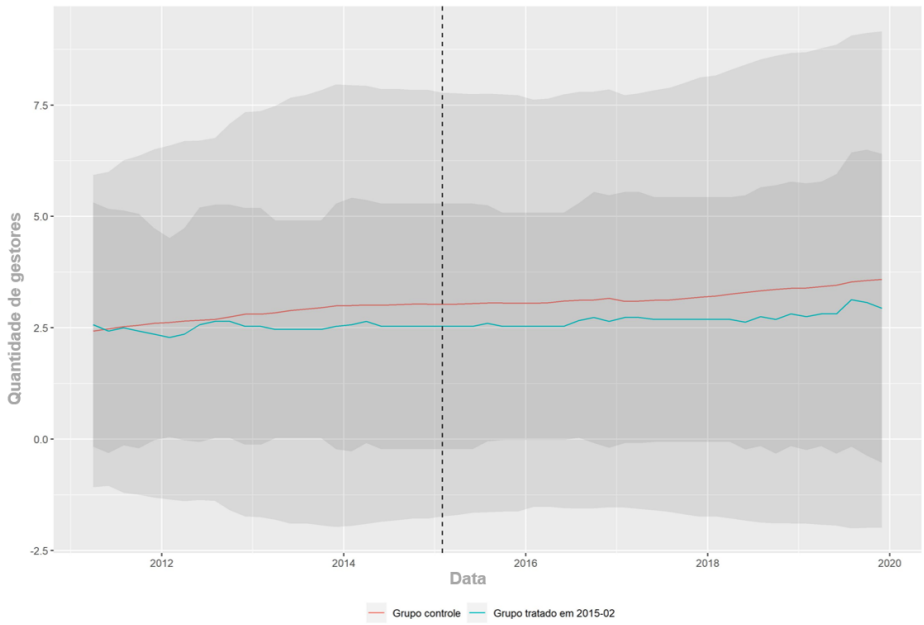
Fonte: Autoria própria – comparação de médias via software R

Gráfico 10 - Comparação da média para prazo médio no grupo tratado em fevereiro de 2015



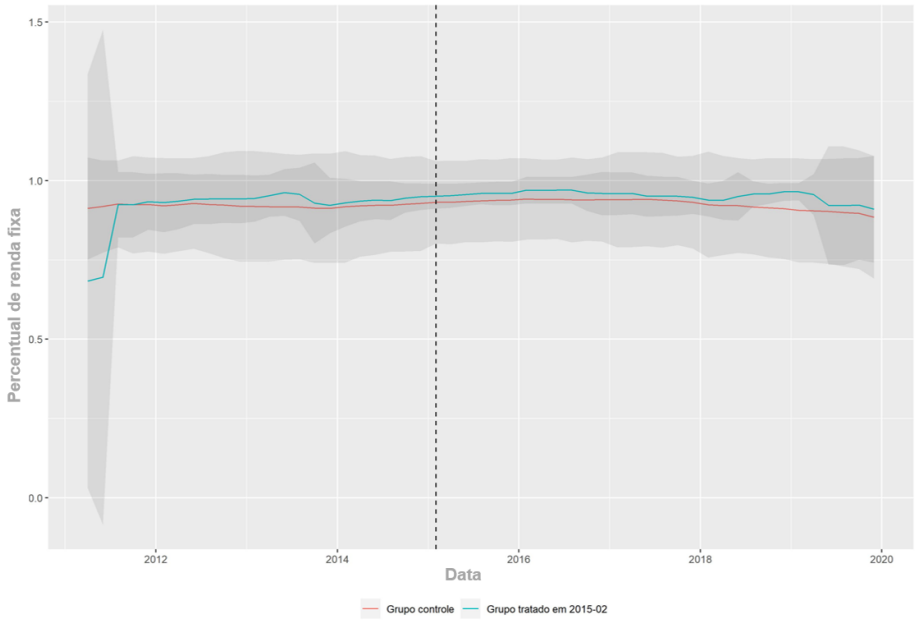
Fonte: Autoria própria – comparação de médias via software R

Gráfico 11 - Comparação da média para quantidade de gestores no grupo tratado em fevereiro de 2015



Fonte: Autoria própria – comparação de médias via software R

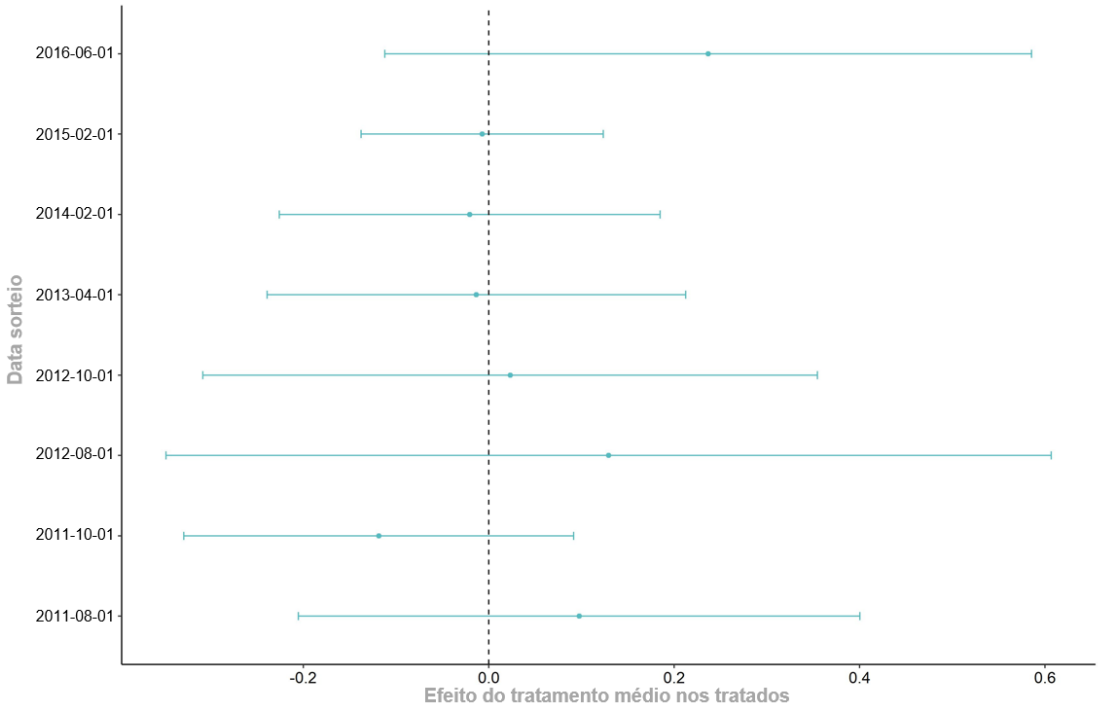
Gráfico 12 - Comparação da média para percentual alocado em renda fixa no grupo tratado em fevereiro de 2015



Fonte: Autoria própria – comparação de médias via software R

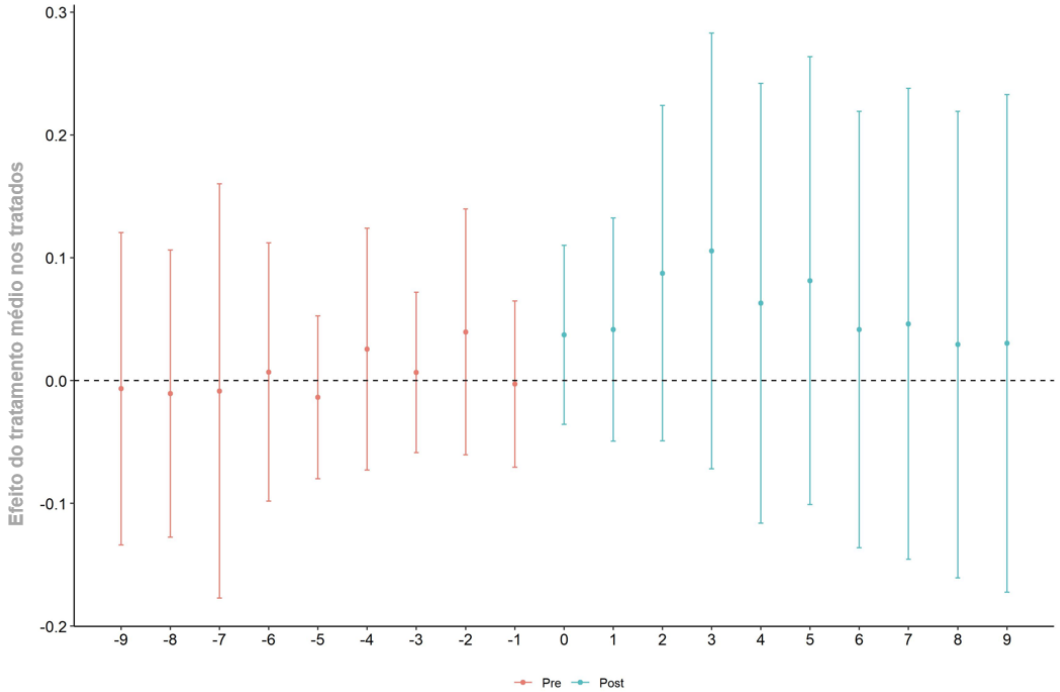
Apesar de não terem sido estatisticamente significativos, os outros resultados por tempo e grupo podem ser vistos abaixo, onde cada par de gráfico exibe o efeito médio do tratamento do grupo tratado, por sorteio e por tempo, antes e depois do tratamento para as variáveis quantidade de gestores, percentual de renda fixa e prazo médio ponderado, respectivamente.

Gráfico 13 - Tratamento médio por grupos para quantidade de gestores



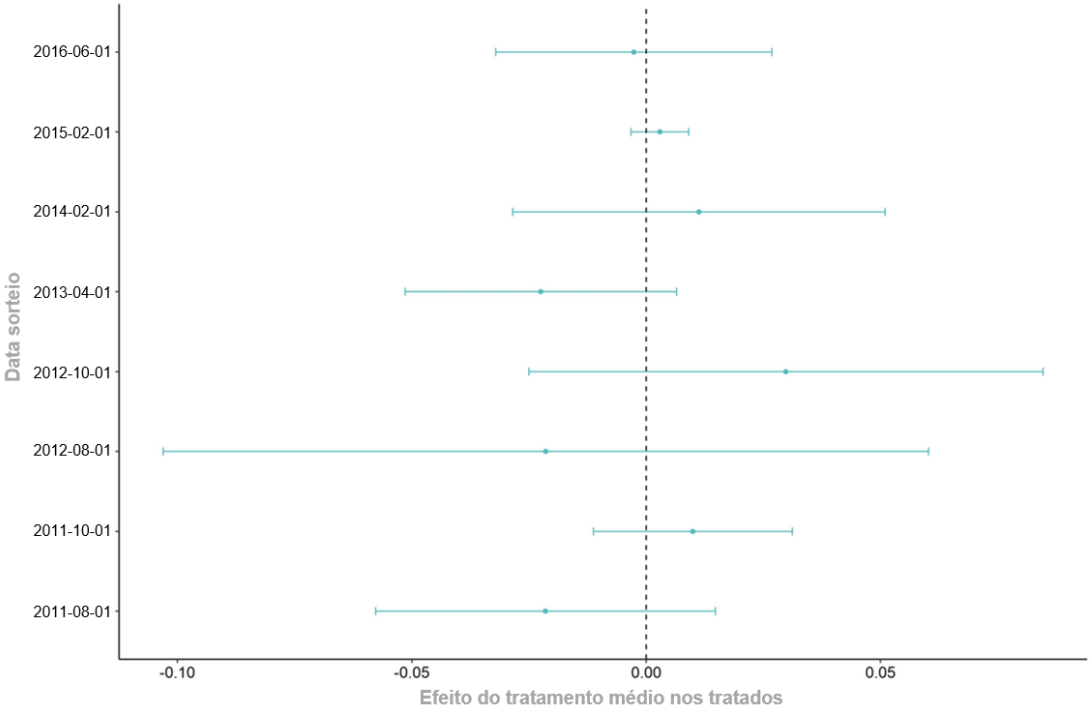
Fonte: Autoria própria – cálculos diff in diff staggered via software R

Gráfico 14 - Tratamento médio por tempo para quantidade de gestores



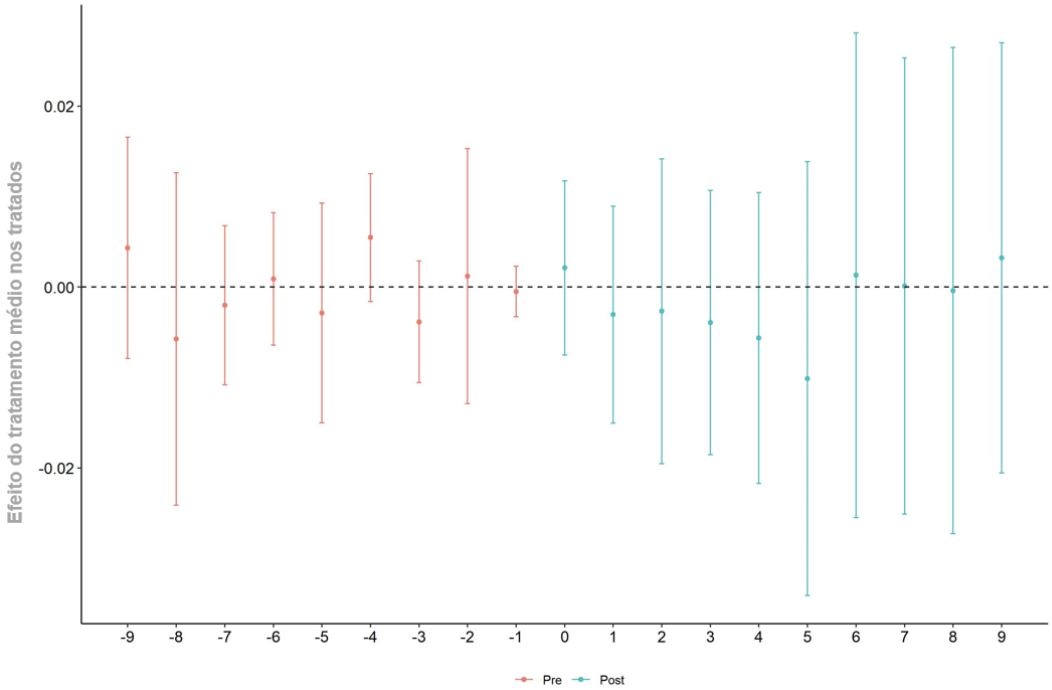
Fonte: Autoria própria – cálculos diff in diff staggered via software R

Gráfico 15 - Tratamento médio por grupos para percentual de renda fixa



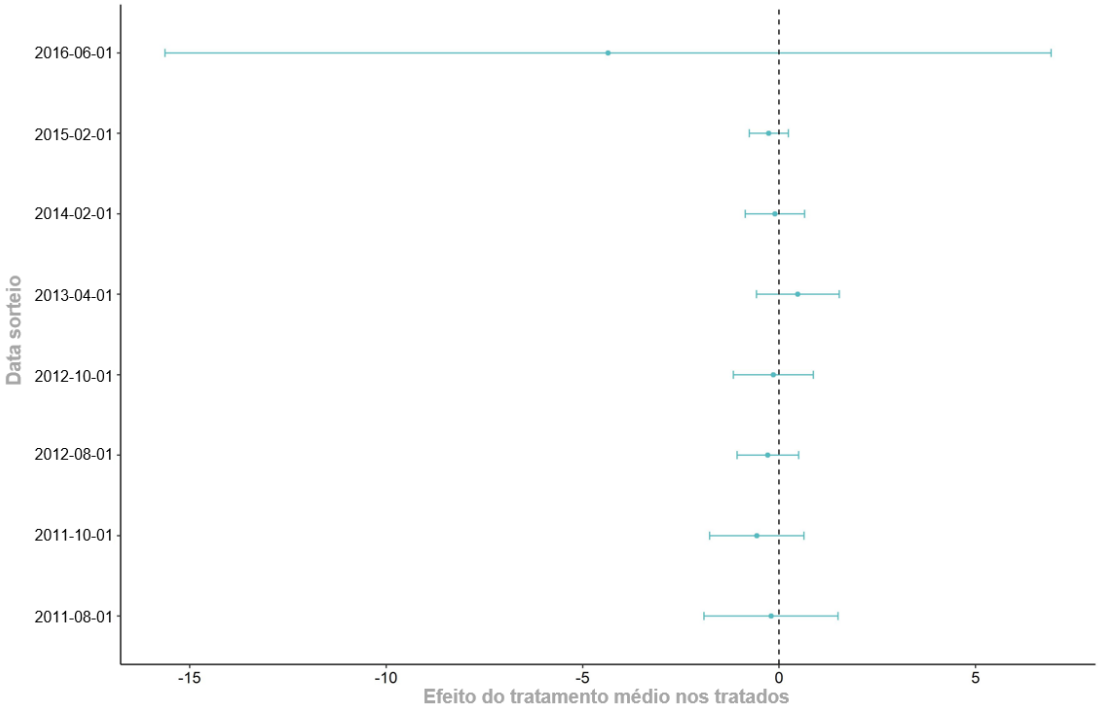
Fonte: Autoria própria – cálculos diff in diff staggered via software R

Gráfico 16 - Tratamento médio por tempo para percentual de renda fixa



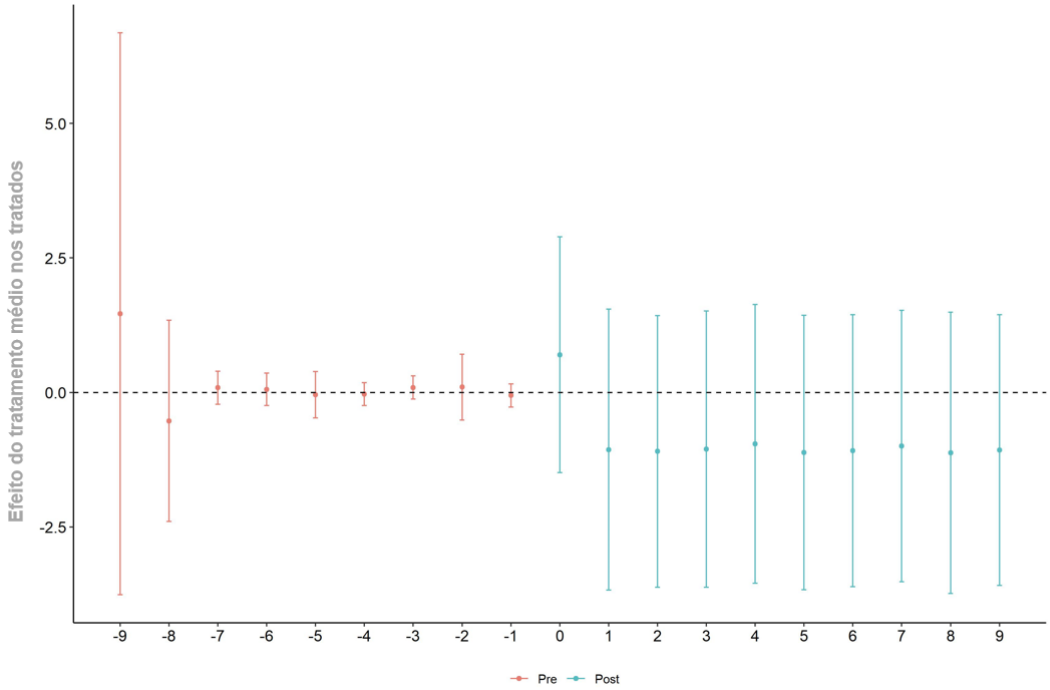
Fonte: Autoria própria – cálculos diff in diff staggered via software R

Gráfico 17 - Tratamento médio por grupos para prazo médio



Fonte: Autoria própria – cálculos diff in diff staggered via software R

Gráfico 18 - Tratamento médio por tempo para prazo médio



Fonte: Autoria própria – cálculos diff in diff staggered via software R

6. CONCLUSÃO

Este trabalho se propôs a analisar os possíveis efeitos gerados pelos sorteios das auditorias da CGU em fundos RPPS dos municípios brasileiros. Para isso, foi utilizada a base de dados dos RPPS da Economatica e dados de auditoria encontrados no portal do Governo[9].

Para validar se a amostra coletada via aleatorização era representativa da população foram realizados testes T de diferença de médias entre os grupos tratados e não tratados, antes do sorteio. Somente para prazo médio ponderado os grupos não eram comparáveis, o que pode ser consequência do tamanho da amostra ser inferior ao que era recomendado de acordo com o cálculo de tamanho amostral.

Após esses testes preliminares, foi aplicado uma sequência de regressões para testar a robustez das estimativas. Foram estimados modelos simples e, posteriormente, foi introduzido o estimador de diferenças em diferenças com múltiplos estágios, sendo este o mais indicado para situações nas quais as intervenções ocorrem em períodos diferentes do tempo.

Os resultados encontrados são robustos para heterocedasticidade e heterogeneidade do tratamento, indicando majoritariamente que o sorteio não surtiu efeito sobre as variáveis de interesse deste trabalho. Porém, como mencionado anteriormente, a não significância das estimativas pode ser consequência do tamanho reduzido da amostra, que torna os intervalos de confiança consideravelmente amplos.

A única exceção encontrada foi para a variável quantidade de ativos nos grupos sorteados em outubro de 2011 e fevereiro de 2015. Apesar dos resultados terem sido estatisticamente significativo para estes grupos, a variação obtida indicou uma redução de apenas 1,5% na quantidade de ativos existentes nestes fundos, após o sorteio, não se mostrando economicamente relevante.

Desse modo, pode-se generalizar que não há evidências de que os sorteios aleatórios da CGU tenham causado alterações na alocação de recursos, na quantidade de gestores, na quantidade de ativos ou no prazo médio dos ativos financeiros em fundos RPPS, sendo os resultados obtidos robustos para as diferentes regressões utilizadas.

---

[9] BRASIL. Controladoria Geral da União. **Programa de Fiscalização em Entes Federativos.** 2022. Disponível em: https://www.gov.br/cgu/pt-br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/programa-de-fiscalizacao-em-entes-federativos. Acesso em: 22 maio 2022.

No entanto, vale ressaltar que há outros testes e variáveis que poderiam ser incorporadas na continuidade desse estudo e como possíveis desdobramentos que poderiam ajudar a entender melhor os impactos das auditorias da CGU. Dentre eles, destaca-se analisar os possíveis efeitos, após a efetiva auditoria ter ocorrido nesses municípios, e se houve evidência de melhoria contábil nos RPPS das cidades auditadas. Além disso, existe a possibilidade de incluir quantidade de Ordens de Serviço solicitadas pelos auditores, e que, apesar de não ter sido possível utilizá-la nesse trabalho, foi utilizada no artigo Avis *et al.* (2018) e está correlacionada com indício de corrupção nas cidades que foram auditadas.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDONOV, Aleksandar; HOCHBERG, Yael V.; RAUH, Joshua D. Political representation and governance: Evidence from the investment decisions of public pension funds. **The Journal of Finance**, [s.l.], v. 73, n. 5, p. 2041-2086, 2018.

AVIS, Eric; FERRAZ, Claudio; FINAN, Frederico. Do government audits reduce corruption? Estimating the impacts of exposing corrupt politicians. **Journal of Political Economy**, [s.l.], v. 126, n. 5, p. 1912-1964, 2018.

BESLEY, Timothy. **Principled agents?:** The political economy of good government. Oxford: Oxford University Press on Demand, 2006.

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

BOBONIS, Gustavo J.; CÁMARA FUERTES, Luis R.; SCHWABE, Rainer. Monitoring corruptible politicians. **American Economic Review**, [s.l.], v. 106, n. 8, p. 2371-2405, 2016.

BORUSYAK, Kirill; JARAVEL, Xavier; Revisiting Event Study Designs, with an Application to the Estimation of the Marginal Propensity to Consume. 2017. 2019.

BRASIL. Controladoria Geral da União. **Programa de Fiscalização em Entes Federativos.** 2022. Disponível em: https://www.gov.br/cgu/pt-br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/programa-de-fiscalizacao-em-entes-federativos. Acesso em: 22 maio 2022.

BRASIL. Ministério do Trabalho e da Previdência. **Previdência no serviço público**. 17 jul. 2020. Disponível em: https://www.gov.br/trabalho-e-previdencia/pt-br/assuntos/previdencia-no-servico-publico. Acesso em: 25 maio 2022

BRASIL. Controladoria Geral da União. **Programa de Fiscalização em Entes Federativos**. 2022. Disponível em: https://www.gov.br/cgu/pt-br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/programa-de-fiscalizacao-em-entes-federativos. Acesso em: 22 maio 2022.

BRASIL. Ministério do Trabalho e da Previdência. **Regime previdenciário dos entes federativos.** 24 mar. 2021. Disponível em: https://www.gov.br/trabalho-e-previdencia/pt-br/assuntos/dados-e-estatisticas/previdencia/painel-estatistico-da-previdencia/regimes-proprios-de-previdencia-social-1/regime-previdenciario-dos-entes-federativos. Acesso em: 21 out. 2022.

CÁLCULO Amostral. Australian Bureau of Statistics. **Sample Size Calculator**. Disponível em: https://www.abs.gov.au/websitedbs/d3310114.nsf/home/sample+size+calculator. Acesso em: 18 dezembro 2022.

CALLAWAY, Brantly; SANT'ANNA, Pedro HC. Difference-in-differences with multiple time periods. **Journal of Econometrics**, [s.l.], v. 225, n. 2, p. 200-230, 2021.

CHEN, Ting; KUNG, James Kai-sing. Busting the "Princelings": The campaign against corruption in China's primary land market. **The Quarterly Journal of Economics**, [s.l.], v. 134, n. 1, p. 185-226, 2019.

COLONNELLI, Emanuele; PREM, Mounu. Corruption and firms: evidence from randomized audits in Brazil. Available at SSRN, v. 2931602, 2017.

TRANSPARENCY INTERNATIONAL. **Corruption Perceptions Index**, 2021. Disponível em: https://www.transparency.org/en/cpi/2021. Acesso em: 22 maio 2022.

BRASIL. **Decreto-Lei Nº 200, de 25 de fevereiro de 1967**. Dispõe sobre a organização da Administração Federal, estabelece diretrizes para a Reforma Administrativa e dá outras providências. Brasília, 25 fev. 1967. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/del0200.htm. Acesso em: 21 out. 2022.

FERRAZ, Claudio; FINAN, Frederico. Electoral accountability and corruption: Evidence from the audits of local governments. **American Economic Review**, [s.l.], v. 101, n. 4, p. 1274-1311, 2011.

FERRAZ, Claudio; FINAN, Frederico. Exposing corrupt politicians: the effects of Brazil's publicly released audits on electoral outcomes. **The Quarterly Journal of Economics**, [s.l.], v. 123, n. 2, p. 703-745, 2008.

JEPPESEN, Kim K. The role of auditing in the fight against corruption. **The British Accounting Review**, [s.l.], v. 51, n. 5, p. 100798, 2019.

KENNEDY-MARTIN, Tessa et al. A literature review on the representativeness of randomized controlled trial samples and implications for the external validity of trial results. **Trials**, [s.l.], v. 16, n. 1, p. 1-14, 2015.

NOVY-MARX, Robert; RAUH, Joshua. The revenue demands of public employee pension promises. American Economic **Journal: Economic Policy**, [s.l.], v. 6, n. 1, p. 193-229, 2014.

OPERAÇÃO da PF busca fraudes de R$ 190 mi na previdência de Paulínia (SP). **Uol Economia**, 20 maio 2021. Disponível em: https://economia.uol.com.br/noticias/estadao-conteudo/2021/05/20/operacao-falsus-da-pf-busca-fraudes-de-r-190-mi-na-previdencia-de-paulinia-sp.htm. Acesso em: 15 maio 2022.

POLÍCIA Federal faz operação contra fraudes em previdências municipais em 7 estados. **G1 SP**, 14 abr. 2018. Disponível em: https://g1.globo.com/sp/sao-paulo/noticia/policia-federal-faz-operacao-contra-fraudes-em-previdencias-municipais-em-7-estados.ghtml. Acesso em: 15 out. 2022.

SANSON-FISHER, Robert William et al. Limitations of the randomized controlled trial in evaluating population-based health interventions. **American Journal of Preventive Medicine**, [s.l.], v. 33, n. 2, p. 155-161, 2007.

SCHULZ, Kenneth F.; ALTMAN, Douglas G.; MOHER, David. CONSORT 2010 statement: updated guidelines for reporting parallel group randomised trials. **Journal of Pharmacology and Pharmacotherapeutics**, [s.l.], v. 1, n. 2, p. 100-107, 2010.

SVENSSON, Jakob. Eight questions about corruption. **Journal of Economic Perspectives**, [s.l.], v. 19, n. 3, p. 19-42, 2005.

WHITE, Halbert. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica,** [s.l.], v. 48, p. 817-838, 1980.

WHITE, Halbert. Maximum likelihood estimation of misspecified models. **Econometrica**, [s.l.], v. 50, p. 1–25, 1982.

APÊNDICE A – Resultados

Tabela I: Resultado diff in diff para quantidade de ativos

(continua)

Variável dependente:	Quantidade de ativos
Dummy tratamento	-0.977***
	(0.372)
Log PIB per capita	-0.102
	(0.080)
data: 2011-08-01	-0.044
	(0.125)
data: 2011-10-01	-0.161
	(0.138)
data: 2011-12-01	-0.010
	(0.155)
data: 2012-02-01	-0.218
	(0.244)
data: 2012-04-01	-0.224
	(0.241)
data: 2012-06-01	-0.249
	(0.249)
data: 2012-08-01	-0.247
	(0.256)
data: 2012-10-01	-0.288
	(0.273)
data: 2012-12-01	-0.299
	(0.278)
data: 2013-02-01	-0.492*
	(0.289)
data: 2013-04-01	-0.601**
	(0.306)
data: 2013-06-01	-0.774**
	(0.319)

Tabela I: Resultado diff in diff para quantidade de ativos

(continua)

Variável dependente:	Quantidade de ativos
data: 2013-08-01	-0.770**
	(0.335)
data: 2013-10-01	-0.626*
	(0.354)
data: 2013-12-01	-0.671*
	(0.357)
data: 2014-02-01	-0.877**
	(0.373)
data: 2014-04-01	-0.985***
	(0.369)
data: 2014-06-01	-1.046***
	(0.373)
data: 2014-08-01	-1.013***
	(0.380)
data: 2014-10-01	-0.959**
	(0.395)
data: 2014-12-01	-0.866**
	(0.410)
data: 2015-02-01	-0.981**
	(0.415)
data: 2015-04-01	-1.027**
	(0.438)
data: 2015-06-01	-1.287***
	(0.442)
data: 2015-08-01	-1.362***
	(0.450)
data: 2015-10-01	-1.440***
	(0.448)
data: 2015-12-01	-1.301***
	(0.456)

Tabela I: Resultado diff in diff para quantidade de ativos

(continua)

Variável dependente:	Quantidade de ativos
data: 2016-02-01	-1.217***
	(0.453)
data: 2016-04-01	-1.280***
	(0.450)
data: 2016-06-01	-1.284***
	(0.461)
data: 2016-08-01	-1.103**
	(0.462)
data: 2016-10-01	-1.150**
	(0.465)
data: 2016-12-01	-1.079**
	(0.469)
data: 2017-02-01	-1.043**
	(0.482)
data: 2017-04-01	-1.048**
	(0.484)
data: 2017-06-01	-1.015**
	(0.494)
data: 2017-08-01	-1.020**
	(0.493)
data: 2017-10-01	-1.174**
	(0.499)
data: 2017-12-01	-1.167**
	(0.496)
data: 2018-02-01	-1.133**
	(0.516)
data: 2018-04-01	-1.268**
	(0.518)
data: 2018-06-01	-1.190**
	(0.521)

Tabela I: Resultado diff in diff para quantidade de ativos

(conclusão)

Variável dependente:	Quantidade de ativos
data: 2018-08-01	-1.121**
	(0.515)
data: 2018-10-01	-1.217**
	(0.513)
data: 2018-12-01	-1.331**
	(0.520)
data: 2019-02-01	-1.373**
	(0.534)
data: 2019-04-01	-1.407***
	(0.534)
data: 2019-06-01	-1.378***
	(0.529)
data: 2019-08-01	-1.407***
	(0.536)
data: 2019-10-01	-1.573***
	(0.534)
data: 2019-12-01	-1.541***
	(0.559)
Município EF	Sim
Tempo EF	Sim
Observações	98,389
R2	0.004
R2 ajustado	-0.019
Estatística F	6.439*** (df = 53; 96193)
Note	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01