Voto válido é risco nulo? O impacto do segundo turno das eleições municipais de 2020 nos casos e óbitos por covid-19 no Brasil

Cristiano Aguiar de Oliveira

Universidade Federal do Rio Grande (FURG), Rio Grande – RS, Brasil

No Brasil, municípios com mais de 200 mil eleitores devem realizar um segundo turno de votações sempre que nenhum candidato à eleição majoritária alcance a maioria dos votos válidos no primeiro turno. Assim, alguns municípios que atendem a esse critério têm uma campanha eleitoral estendida por pelo menos mais duas semanas e uma presença adicional de eleitores e mesários no local de votação. Este artigo explora o experimento natural gerado pelo segundo turno das eleições municipais brasileiras de 2020 para avaliar os impactos do processo eleitoral na propagação da covid-19 no Brasil. Para esse fim, utiliza informações semanais de casos e óbitos registrados por covid-19 para estimar modelos de diferença nas diferenças com efeitos fixos por município e no tempo. Os resultados indicam que, em geral, apesar do agravamento da pandemia no período estudado, os municípios que realizaram uma eleição em segundo turno não apresentaram um incremento nos casos e óbitos por covid-19 após a realização do pleito.

Palavras-chave: eleições, covid-19, diferença nas diferenças, Brasil

Classificação JEL: C23, K16, I18

DOI: https://doi.org/10.21874/rsp.v72.i4.5580 | **ISSN:** 0034-9240 |**E- ISSN:** 2357-8017

[**Submetido:** 02 de maio de 2021. **Aprovado:** 02 de setembro de 2021.]

¿El voto válido es libre del riesgo? El impacto de la segunda vuelta de las elecciones municipales de 2020 en los casos y muertes de covid-19 en Brasil

En Brasil, los municipios con más de 200.000 votantes deben realizar una segunda ronda de votación siempre que ningún candidato para la elección mayoritaria alcance la mayoría de los votos válidos en la primera ronda. Así, algunos municipios que cumplen con este criterio tienen una campaña electoral extendida por al menos otras dos semanas y una presencia adicional de votantes y mesas de votación. Este artículo explora el experimento natural generado por la segunda vuelta de las elecciones municipales brasileñas de 2020 para evaluar los impactos del proceso electoral en la propagación del covid-19 en Brasil. Para ello, utiliza información semanal de casos y muertes registrados por covid-19 para estimar modelos de diferencia en diferencias con efectos fijos por municipio y en el tiempo. Los resultados indican que, en general, a pesar del agravamiento de la pandemia durante el período de estudio, los municipios que realizaron una segunda vuelta electoral no mostraron un aumento de casos y muertes por covid-19 luego de la elección.

Palabras clave: elecciones, covid-19, diferencias em las diferencias, Brasil

Clasificación JEL: C23, K16, I18

Is valid vote free of risk? The impact of the second-round of 2020 municipal elections on covid-19 cases and deaths in Brazil

In Brazil, municipalities with more than 200,000 voters are expected to hold a second round of voting whenever no candidate for mayor reaches the majority of valid votes in the first round. Thus, some municipalities that meet this criterion have an electoral campaign extended for at least two more weeks and an additional presence of voters and poll officials at the polling place. This article explores the natural experiment generated by the second-round of the 2020 Brazilian municipal elections to assess the impacts of the electoral process on the spread of covid-19 in Brazil. To this end, it uses weekly information from recorded cases and deaths from covid-19 to estimate two-way fixed effects difference in differences models. The results indicate that, in general, despite the worsening of the pandemic in the period studied, the municipalities that held a second-round election did not show an increase in cases and deaths by covid-19 after the election.

Keywords: elections, covid-19, difference in differences, Brazil

JEL Classification: C23, K16, I18

1 Introdução

As eleições municipais de 2020 foram confirmadas em meio à pandemia de covid-19 sem que se soubesse ao certo o quão seguro o processo eleitoral seria para eleitores, para mesários e para os próprios candidatos (políticos). Como no Brasil o voto é obrigatório para maiores de 18 anos e menores de 70 anos de idade e somente é permitido na forma presencial, havia um receio de que a manutenção das datas do pleito poderia potencializar a propagação da doença. Esse receio seria justificado por evidências de que a intensificação das interações sociais aumenta a probabilidade de transmissão do vírus SARS-CoV-2 (Cotti *et al*., 2021). Em eleições, essa intensificação pode ocorrer por várias razões, entre as quais a maior mobilidade de cabos eleitorais e candidatos em busca de votos, a realização de comícios e de eventos arrecadatórios de fundos (por exemplo, almoços e jantares), por viagens de eleitores para seus domicílios eleitorais[1] e, principalmente, com potenciais aumentos de contatos e aglomerações de pessoas em locais de votação no dia da votação.

A preocupação das autoridades eleitorais e dos legisladores se tornou evidente quando, no dia 1º de julho de 2020, o Congresso Nacional aprovou uma emenda à Constituição Federal (PEC nº 18/2020) que determinou o adiamento das eleições municipais inicialmente previstas para os dias 4 e 25 de outubro, para os dias 15 e 29 de novembro, respectivamente[2]. Todavia, diante de uma trajetória crescente de novos casos e da impossibilidade de se prever com antecedência qual seria o nível de disseminação do vírus no período eleitoral, não havia garantias de que o adiamento seria capaz de atenuar possíveis efeitos negativos do aumento da contaminação, que eram previstos pela maior parte da literatura que avalia os impactos de processos eleitorais semelhantes na propagação da covid-19 em outros países, tais como Estados Unidos, França e Alemanha.

Por exemplo, Cotti *et al*. (2021) avaliaram os efeitos das eleições primárias no estado americano de Wisconsin, com o uso de um modelo econométrico que relaciona os casos de testes positivos de covid-19 com a proporção de eleitores presenciais por

[1] No Brasil, é bastante comum que eleitores migrantes não realizem a transferência de seu domicílio eleitoral para o município atual de residência. Isso faz com que, por exemplo, alguns municípios possuam mais eleitores do que moradores. Nas eleições municipais de 2020, 493 municípios estavam nessa condição. Fonte: https://g1.globo.com/politica/eleicoes/2020/eleicao-em-numeros/noticia/2020/09/25/cresce-numero-de-cidades-com-mais-eleitores-que-habitantes-no-brasil.ghtml.

[2] Esse movimento não foi exclusivo do Brasil. Durante o primeiro semestre de 2020, pelo menos 62 países ao redor do mundo adiaram processos eleitorais por causa da covid-19. Fonte: https://www.idea.int/news-media/multimedia-reports/global-overview-covid-19-impact-elections.

local de votação[3]. Apesar de o estado estar sob fortes medidas restritivas do tipo "*safer at home*" no período estudado, os autores encontraram uma relação positiva entre a votação presencial e a propagação da covid-19 entre duas e três semanas após a eleição primária realizada em 7 de abril de 2020 naquele estado. Os autores estimam que uma diferença de 10% na média de eleitores presenciais por local de votação estaria associada com um aumento de 17,7% na taxa de testes positivos entre os condados. A partir dessa elasticidade, os autores estimam que as eleições primárias teriam sido responsáveis por cerca de 700 infecções adicionais no estado. Entretanto, esses resultados devem ser interpretados com cautela, porque os modelos estimados ignoram uma provável simultaneidade entre o comparecimento aos locais de votação e os casos de covid-19.

Nesse sentido, Bertoli, Guichard e Marchetta (2020) avaliam as eleições municipais francesas utilizando as mesmas variáveis. Porém, utilizam modelos com variáveis instrumentais para lidar com o problema de endogeneidade causado pela simultaneidade existente entre elas. O instrumento é a intensidade da competição local na eleição. Quanto mais acirrada a disputa, mesmo o voto não sendo obrigatório, se espera que maior seja o comparecimento aos locais de votação[4]. A partir desse delineamento, os autores mostraram que um maior comparecimento aos locais de votação foi associado a uma quantidade de óbitos significativamente mais alta para a população idosa nas cinco semanas posteriores às eleições realizadas em março, ainda no início da pandemia. Os autores concluem que as altas taxas de abstenção observadas no pleito foram capazes de salvar vidas, pois, caso a presença nos locais de votação fosse semelhante à observada nas

[3] Vale lembrar que, tanto nas eleições primárias quanto nas eleições gerais nos Estados Unidos, o voto é voluntário e é permitida pela legislação a votação pelo correio (Feltham *et al*., 2020). Isso torna difícil justificar, a partir de uma abordagem racional, o comparecimento às urnas por parte dos eleitores em meio a uma pandemia. O paradoxo do voto, um conceito bem estabelecido na literatura de Escolha Pública, inicialmente introduzido por Downs (1957) e mais tarde por Tullock (1967) e Riker e Ordeshook (1968), prevê que a utilidade esperada do voto é próxima de zero e que existem custos envolvidos (incrementados na pandemia pelos riscos de contrair e transmitir o vírus) que levariam eleitores racionais a se abster. Nesse contexto, Riker e Ordeshook (1968) listam cinco benefícios não relacionados à relevância do eleitor para decidir as eleições que motivariam as pessoas a votar: (i) cumprir uma obrigação social; (ii) afirmação da lealdade ao sistema político; (iii) afirmação de uma preferência partidária; (iv) afirmar sua importância para o sistema político; e (v) para quem tem interesse na política, o processo de pesquisar e tomar uma decisão.

[4] Mueller (2003) se mostra cético quanto à possibilidade de o acirramento das eleições motivarem a participação de eleitores. Segundo o autor, candidatos e grupos de interesse têm um maior incentivo para mobilizar seus apoiadores quando as eleições estão próximas. Assim, a participação eleitoral pode surgir em eleições acirradas não porque os eleitores tenham alterado a opinião sobre a eficácia (capacidade de decidir as eleições) de seus votos, mas porque mais pressão foi colocada sobre eles para votar. Independentemente das motivações que levaram os eleitores franceses a participar das eleições municipais de 2020, os testes apresentados pelos autores mostraram que os instrumentos utilizados são fortes.

eleições de 2014, o número de óbitos por covid-19 teria sido pelo menos 21,8% maior do que o observado nas semanas posteriores às eleições.

Para o mesmo processo eleitoral local francês, Cassan e Sagnier (2020) também utilizaram o comparecimento aos locais de votação como covariada, mas utilizaram um modelo epidemiológico para gerar previsões que permitem, segundo os autores, obter cenários contrafactuais. Os autores identificaram um efeito negativo da eleição (aumento de internações) em locais que estavam em estágios relativamente avançados da epidemia na época da eleição. Por outro lado, seus resultados indicam que a eleição não contribuiu para intensificar a epidemia em locais (distritos) com níveis de infecção mais baixos até 15 de março de 2020. De qualquer forma, considerando os resultados como um todo, os autores concluem que as eleições levaram a cerca de 4 mil internações excedentes até o fim de março, o que representaria cerca de 15% de todas as internações observadas por covid-19 nesse período na França.

Aproveitando o experimento natural gerado pelo processo eleitoral ocorrido no estado alemão da Bavaria, também no início da pandemia, Güntner (2020) estima um modelo de controle sintético que identifica que pelo menos 3.700 casos (ou 15% do aumento cumulativo de casos positivos para covid-19 entre os dias 15 de março e 4 de abril de 2020) seriam explicados pelo processo eleitoral. Todavia, esses resultados devem ser interpretados com cautela porque o estudo utiliza um período pré-tratamento muito pequeno em que havia poucos casos registrados no estado. Para avaliar a intensidade do tratamento, o autor também utiliza um modelo econométrico que associa a participação eleitoral presencial e os casos positivos e óbitos por covid-19 sem qualquer tratamento para potenciais problemas de endogeneidade. Os seus resultados indicam que um aumento de 1% na participação eleitoral, que é voluntária na Alemanha, estaria associado a 13,6 testes positivos adicionais e 1,2 óbitos por 100 mil habitantes nas três semanas seguintes.

Em contraste com os estudos anteriores citados, Feltham *et al*. (2020) trazem a única evidência empírica de que processos eleitorais podem ser seguros mesmo em um momento de pandemia. Os autores aproveitam a variação gerada pela realização de eleições em diferentes locais e períodos para estimar modelos não paramétricos de diferença nas diferenças generalizados com *matching* para avaliar a disseminação da covid-19 após as eleições primárias nos Estados Unidos realizadas entre 17 de março e 11 de julho de 2020 em 1.574 condados de 34 estados americanos. Os autores não encontram evidências de um aumento nos óbitos causados pela doença no período

imediatamente após as eleições primárias. A partir desses resultados, concluem que seria possível participar de eleições na forma presencial com baixo risco de contaminação pelo vírus, desde que fossem adotadas medidas de precaução adequadas, tais como o estabelecimento de protocolos que impõem o distanciamento físico e o uso de máscaras.

Coincidência ou não, foi justamente a estratégia escolhida pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE), instituição que coordena o processo eleitoral nacionalmente no Brasil. Foram estabelecidos uma série de protocolos para a participação dos mesários e dos eleitores nas eleições municipais de 2020, dentre os quais os que merecem ser destacados: (i) o uso obrigatório de máscaras nos locais de votação; (ii) a recomendação de limpar as mãos com uso de álcool gel antes e depois da votação; (iii) a manutenção de uma distância mínima de um metro; e (iv) a recomendação de que eleitores com sintomas de covid-19 não comparecessem às urnas[5]. Dessa maneira, para eleger prefeitos e vereadores, cerca de 113,7 milhões de eleitores compareceram em 401 mil seções eleitorais no primeiro turno das eleições municipais no dia 15 de novembro. Ou seja, mesmo diante de muitas evidências empíricas indicando potenciais impactos negativos, inclusive em termos de aumento de óbitos, as eleições municipais de 2020 foram confirmadas, ocorreram e os seus impactos na propagação da covid-19 no Brasil são desconhecidos.

Todavia, a identificação desses impactos está longe de ser uma tarefa simples. Isso porque as variáveis mais comumente utilizadas na literatura, presença nos locais de votação e abstenções, conforme já foi destacado, são simultâneas com os casos de covid-19, pois muitos eleitores deixam de comparecer aos locais de votação de municípios em que a percepção do risco de contaminação é alta. Além disso, no Brasil, as eleições ocorrem de forma simultânea[6] em todos os locais de votação do território nacional e isso impede, em um primeiro momento, que se tenha um grupo de controle, uma vez que todos os municípios são tratados. Isso dificulta uma avaliação com modelos que permitem inferir a respeito de causalidade.

Nesse contexto, este artigo visa contribuir para a literatura ao trazer evidências dos impactos do processo eleitoral na propagação da covid-19 utilizando o experimento natural gerado pela legislação eleitoral brasileira estabelecida nos artigos 28, 29 (inciso II) e 77 da Constituição Federal de 1988, que estabelece que municípios com mais de 200 mil

[5] Maiores detalhes podem ser vistos no plano de segurança sanitária do Tribunal Superior Eleitoral, que pode ser obtido no link: https://www.tre-rn.jus.br/eleitor/mesario/arquivos/plano-de-seguranca-sanitaria-2020/at_download/file.

[6] Nas eleições de 2020, a única exceção foi o município de Macapá (AP), que adiou a sua votação no primeiro turno para o dia 06/12 devido aos problemas no fornecimento de energia elétrica. Fonte:https://g1.globo.com/ap/amapa/noticia/2020/11/12/apos-apagao-tse-confirma-decisao-de-barroso-e-adia-eleicoes-em-macapa.ghtml.

eleitores devem realizar um segundo turno caso nenhum candidato à eleição majoritária (a prefeito) obtenha a maioria dos votos válidos. Nas eleições municipais de 2020, 95 municípios atendiam aos requisitos estabelecidos pela legislação para a realização de um segundo turno e, em 57 deles, efetivamente isso ocorreu no dia 29 de novembro de 2020. Isso implica que os eleitores desses municípios foram expostos a um tratamento com pelo menos mais duas semanas de campanha eleitoral e uma presença adicional ao seu local de votação[7].

Assim, considerando esse experimento natural, este artigo utiliza informações a respeito de casos e óbitos registrados por covid-19 para estimar um modelo de diferença nas diferenças generalizadas com efeitos fixos por município e no tempo. Apesar de não permitir avaliar os impactos de todo o processo eleitoral, o delineamento utilizado por este estudo tem algumas vantagens em relação aos seus antecessores. Inicialmente, traz evidências a partir de uma variação efetivamente exógena gerada pelo segundo turno das eleições municipais no Brasil e, portanto, com estimações mais robustas do que as observadas nos estudos que utilizam o comparecimento aos locais de votação como covariada e com um efeito estimado mais amplo do que pode ser estimado com o auxílio de variáveis instrumentais. Ademais, um outro diferencial deste estudo é que, além de utilizar um período pré-tratamento longo, seis semanas, o período estudado contempla um momento em que o vírus estava disseminado e a propagação da covid-19 estava em uma trajetória ascendente no país[8]. Esse é um aspecto importante porque seria muito difícil avaliar o impacto do processo eleitoral na propagação da doença se houvesse poucos casos registrados nos municípios incluídos na amostra.

O artigo está estruturado da seguinte forma. Além desta introdução, o artigo possui mais três seções. A próxima seção apresenta os dados utilizados, define o tratamento e a metodologia utilizada para identificar os efeitos causais diante de alguns problemas que surgem na modelagem. A terceira seção traz os resultados obtidos nas estimações e a sua discussão. Ao final do artigo, são apresentadas algumas conclusões e reflexões a respeito do tema.

[7] Segundo as estatísticas do Tribunal Superior Eleitoral, o segundo turno das eleições municipais de 2020 representou o retorno de cerca de 27,6 milhões de eleitores e de cerca de 700 mil mesários aos locais de votação. Fonte: https://www.tse.jus.br/imprensa/noticias-tse/2020/Novembro/ao-final-do-2o-turno-presidente-do-tse-faz-balanco-das-eleicoes-2020.

[8] Durante o período eleitoral das eleições municipais de 2020, que durou 9 semanas, o Brasil registrou 1,7 milhão de novos casos de covid-19. A trajetória de casos de covid-19 no Brasil pode ser vista na Figura A.1 no apêndice.

2 Dados e estratégia de identificação

Os dados utilizados neste estudo[9] provêm de duas fontes. As informações relativas aos novos casos e novos óbitos por covid-19 são oriundos do levantamento realizado pelo projeto Brasil.IO[10], que traz informações atualizadas diariamente para os municípios brasileiros. Como se sabe, os novos casos possuem problemas de subnotificação causados pelo fato de muitas pessoas portadoras do SARS-COV-2 serem assintomáticas. Esse problema pode ser uma fonte de erro de medida que pode ocasionar problemas nas estimações (Gupta *et al*., 2020). Entretanto, ele é atenuado se as taxas de (não) testagem forem semelhantes entre os municípios, uma suposição plausível para o caso do presente estudo se for considerado que a amostra base utilizada é composta de municípios urbanizados de médio e grande porte e que, no período avaliado, não havia registros de escassez de testes.

Por sua vez, além das variáveis de saúde, este estudo utiliza também uma variável que auxilia na identificação do tratamento, o índice de isolamento social, que foi obtido junto a empresa In Loco. Esse índice é calculado a partir da proporção de usuários que não deixaram seu local de residência, ou seja, que "ficaram em casa" no dia em uma determinada região, que pode ser um município ou estado. Este é calculado através da proporção de telefones celulares que tiveram um deslocamento ao longo do dia inferior a 450 metros do local em que estavam durante o período da noite/madrugada. O monitoramento é feito através de informações do GPS dos aparelhos celulares de mais de 60 milhões de usuários de aplicativos que utilizam a tecnologia da empresa, ou seja, aproximadamente 30% da população brasileira. Todos os municípios utilizados na amostra base deste estudo possuíam a disponibilidade diária do índice em todo o período avaliado.

Conforme já foi destacado na introdução deste artigo, para identificar os impactos das eleições municipais de 2020 nos casos e óbitos por covid-19 no Brasil, este estudo utiliza a variação exógena gerada pela legislação que estabelece que municípios com mais de 200 mil eleitores podem ter que realizar um segundo turno caso nenhum candidato na eleição majoritária tenha a maioria dos votos válidos no primeiro turno. Em 2020, 95 municípios atendiam ao critério estabelecido pela legislação e em 57 deles houve a realização de um segundo turno das eleições[11]. Assim, esses 95 municípios são divididos

[9] No apêndice, a Tabela A.2 apresenta uma estatística descritiva das variáveis utilizadas.

[10] Os dados podem ser obtidos no seguinte site: https://brasil.io/dataset/covid19/files/.

[11] A relação desses municípios pode ser vista na Tabela A.1 do apêndice.

em dois grupos: i) tratados: houve a realização de um segundo turno; ii) controle: não houve a realização de um segundo turno. O tratamento, em suma, consiste em duas semanas adicionais de campanha eleitoral, com contatos entre eleitores, cabos eleitorais e candidatos em eventos tais como comícios e jantares, e uma presença adicional ao seu local de votação, com o deslocamento de eleitores para seus domicílios eleitorais e com potenciais aglomerações de pessoas e contato com outros eleitores e mesários em locais de votação no dia das eleições. Portanto, através desse delineamento, na forma de um experimento natural[12], é possível se estimar os efeitos do tratamento nos municípios brasileiros tratados (em que houve um segundo turno de votações).

Definidos o tratamento e o mecanismo para a seleção de tratados, o próximo passo é definir a estratégia empírica para obter os efeitos do tratamento nos municípios tratados relativos às variáveis de interesse, que, no presente estudo, são os novos casos e óbitos por covid-19. Este estudo utiliza os tradicionais modelos de diferença nas diferenças generalizadas (Lechner, 2011). A priori, considerando a teoria e as evidências empíricas anteriores, se espera que o tratamento seja capaz de gerar um aumento na velocidade de propagação do vírus de forma a aumentar o número de casos e óbitos causados pela covid-19. Para se ter evidências para o Brasil a respeito desses efeitos do tratamento, são utilizados modelos com diferenças duplas, que comparam simplesmente os dois grupos (controle e tratados) controlando para efeitos fixos por município e no tempo. O modelo geral a ser estimado é dado por:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{l=0}^{L} \delta_l \, D_{it}^{l} + \mu_{it} \qquad (1)$$

onde *i* indica o município; *t* o período de tempo em semanas; Y_{it} representa as variáveis de interesse deste estudo, a dizer, os novos casos e óbitos por semana; D_{it} representa os municípios tratados a partir da realização do segundo turno das eleições municipais de 2020; α_i representa os efeitos fixos no tempo dos municípios; λ_t representa os efeitos fixos no tempo.

Além disso, este estudo avalia a dinâmica do efeito do tratamento, uma vez que se espera que os impactos de uma nova rodada de votações nos novos casos e óbitos passem

[12] Segundo Titiunik (2021), um experimento natural é um estudo de pesquisa em que o mecanismo de atribuição de tratamento (i) não é projetado nem implementado pelo pesquisador; (ii) é desconhecido do pesquisador; e (iii) é probabilístico em virtude de depender de um fator externo. Em princípio, salvo algum erro de interpretação, o mecanismo de seleção utilizado neste artigo apresenta todas essas características.

por uma dinâmica de transição, pois é necessário um período entre o momento em que o indivíduo foi exposto e infectado pelo vírus e o seu efetivo registro como um paciente portador da doença causada por ele. Inicialmente é necessário avaliar o tempo para o aparecimento dos sintomas nos portadores do vírus; segundo o estudo de Anderson *et al*. (2020), nos Estados Unidos a demora para aparecerem os sintomas varia de 2 a 14 dias, com uma média de 5 dias de incubação do vírus. Após o início dos sintomas, há um período para que o paciente se torne elegível à realização de testes, que, no caso de um teste do tipo PCR, é de pelo menos 3 dias, e o período para o resultado e o efetivo registro pelas autoridades da saúde. Segundo os autores, o período médio decorrido ao longo desse processo para o registro de um novo caso seria algo em torno de 14 dias após a infecção. Esses números são corroborados por Lauer *et al*. (2020), que estimam, a partir de dados chineses, que o período de incubação médio é de 5,1 dias e que 97.5% dos pacientes chineses desenvolveram os sintomas em até 11,5 dias. Com relação ao tempo necessário para o registro de novos óbitos, Flaxman *et al*. (2020) implicitamente assumem um intervalo de tempo de duas a três semanas entre a infecção pelo vírus e o óbito por covid-19, sendo que seu limite superior parece ser o tempo mínimo típico da infecção ao óbito.

Considerando esses prazos, este estudo utiliza um painel de dados com 95 municípios (no modelo base), com seis semanas pré-tratamento e com cinco semanas pós-tratamento nos modelos para novos casos e seis semanas nos modelos para novos óbitos. Isso seria tempo suficiente, segundo a literatura apresentada, para o tratamento (segundo turno das eleições) apresentar algum efeito ao mesmo tempo que os resultados não sofram influência de eventos subsequentes às eleições de 2020, tais como as festividades de Natal e Ano Novo.

3 Resultados

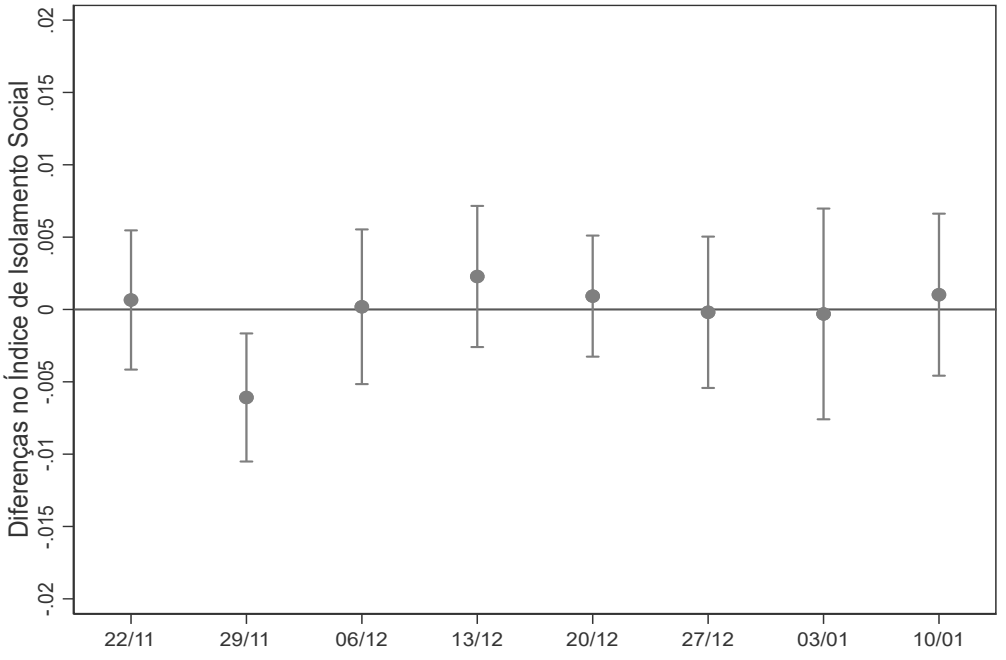
3.1 Resultados principais

Conforme descrito na seção anterior, neste estudo são avaliados os impactos do segundo turno das eleições municipais de 2020 em duas variáveis de interesse (dependentes): os novos casos e novos óbitos por covid-19. Todos esses impactos nos municípios tratados são avaliados de forma estática (com um efeito médio único ao longo dos períodos) e de forma dinâmica (com esses efeitos variando ao longo das semanas

posteriores ao tratamento).

Antes de apresentar esses resultados, cabe avaliar se de fato o tratamento composto por duas semanas adicionais de campanha eleitoral e pela presença adicional ao local de votação foi realmente capaz de gerar uma intensificação das interações sociais nos municípios tratados. Isso porque, além das tradicionais motivações para se abster de um segundo turno, como, por exemplo, a ausência de um candidato de sua preferência no pleito, os casos de covid-19 mostravam uma ascensão em muitos municípios no país, logo, havia incentivos individuais suficientes para não cumprir com o tratamento e isso poderia afetar o comportamento de forma agregada nesses municípios.

Figura 1 | Efeito das eleições no segundo turno no índice de isolamento social (média semanal) dos municípios tratados (22/11/2020 – 10/01/2021)



Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Notas: entradas são os efeitos médios do tratamento sobre os municípios tratados com o segundo turno das eleições municipais estimados por mínimos quadrados ordinários obtidos através de um modelo de diferença nas diferenças. Todos os modelos possuem controle para efeitos fixos por município e no tempo. Os intervalos de confiança são construídos a partir de erros padrão agrupados por municípios.

Entretanto, a Figura 1 mostra que, quando se estima um modelo de diferença nas diferenças e se controla a heterogeneidade não observada com efeitos fixos por município e no tempo, houve uma redução no índice de isolamento social dos municípios tratados na semana da eleição. Em outras palavras, a realização do segundo turno nesses municípios resultou em um índice de isolamento social cerca de 7 pontos percentuais inferiores ao que seria observado caso não houvesse um segundo turno na semana que inclui o dia de votação (29 de novembro). Portanto, se tem uma clara evidência da maior mobilidade de pessoas nesses municípios nessa semana, causada pelo segundo turno da eleição, ao mesmo tempo que se tem uma evidência que indica que, de fato, houve o cumprimento com o que era esperado pelo tratamento, ou seja, o segundo turno das eleições gerou uma mobilidade maior de pessoas ao longo da semana em que se realizou o pleito.

Assim, identificada existência de fato de um tratamento, cabe avaliar se esse tratamento foi capaz de impactar os casos e óbitos por covid-19 nos municípios tratados nas semanas posteriores ao segundo turno das eleições municipais de 2020. Esses resultados são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 | Efeitos do segundo turno das eleições municipais nos novos casos e novos óbitos por covid-19 nos municípios tratados

	Variável dependente			
	Casos		Óbitos	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Tratamento_{médio}$	-26.773		-0.5193*	
	(16.493)		(0.3123)	
$Tratamento_{t}$		-18.027		-0.4946
(06/12)		(14.555)		(0.3840)
$Tratamento_{t+1}$		-21.435		-0.3722
(13/12)		(17.552)		(0.4221)
$Tratamento_{t+2}$		-49.793		-0.4315
(20/12)		(33.581)		(0.4407)
$Tratamento_{t+3}$		-43.163**		-0.8685**
(27/12)		(19.490)		(0.3591)
$Tratamento_{t+4}$		-1.4503		-0.4843
(03/01)		(18.811)		(0.4197)
$Tratamento_{t+5}$				-0.4649
(10/01)				(0.5052)
n (municípios)	95	95	95	95
t (semanas)	11	11	12	12
Teste F	14.06	11.33	11.73	8.66
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
R^2 intra	0.0804	0.0830	0.0873	0.0878
R^2 entre	0.0010	0.0010	0.0012	0.0012
R^2 total	0.0475	0.0491	0.0653	0.0657

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Notas: variáveis dependentes estão em taxas por 100 mil habitantes. Entradas são os efeitos médios do tratamento sobre os municípios tratados com o segundo turno das eleições municipais estimados por mínimos quadrados ordinários obtidos através de um modelo de diferença nas diferenças. Todos os modelos possuem controle para efeitos fixos por município e no tempo. Os erros padrões mostrados entre parênteses são agrupados por municípios. Nos testes F, os valores mostrados entre parênteses são p-valores. *** p<0.01. ** p<0.05, * p<0.1.

Os resultados indicam que o segundo turno das eleições não foi capaz de gerar casos e óbitos adicionais por covid-19 nos municípios tratados. Inclusive se identifica uma redução, significativa estatisticamente a 5% em ambas as variáveis dependentes, quatro semanas após a realização do pleito e uma redução média ao longo de todo o período de óbitos, significativa estatisticamente somente a 10%. Assim, considerando que a população estimada do grupo tratado é de cerca de 55,5 milhões de habitantes, uma redução de 43,163 casos por 100 mil habitantes representa cerca de 24 mil casos de covid-19 a menos,

ou cerca de 5,6 % do total de casos registrados nos municípios pertencentes a esse grupo no período posterior ao tratamento. Seguindo raciocínio análogo, uma redução de 0,8685 óbitos por 100 mil habitantes representa cerca de 480 óbitos menos, ou cerca de 4,8% do total de óbitos desse grupo no período posterior ao tratamento.

Todavia, deve-se ter cautela ao interpretar esses resultados, pois é necessário a devida avaliação de sua robustez diante das premissas que validam os modelos de diferença nas diferenças e de distintas especificações para a sua amostra.

3.2 Avaliação da robustez

Para garantir a validade das estimações, são realizadas uma série de avaliações de robustez. Inicialmente este estudo realiza a tradicional e importante avaliação da existência de tendências paralelas entre as variáveis estudadas, utiliza diferentes amostras nos grupos de controle e tratamento e utiliza como teste de falseamento um evento placebo em um período distinto (o primeiro turno das eleições).

Antes de apresentar esses resultados, cabe destacar que uma limitação deste estudo é a não existência de muitas informações com periodicidade semanal no nível de agregação municipal e que podem ser causadoras do tratamento. Assim, não é possível testar os impactos do tratamento nessas variáveis, embora este seja um procedimento importante para avaliar a robustez de modelos de diferença nas diferenças. Entretanto, ao mesmo tempo, é plausível supor que a maior parte dessas variáveis seja fixa no tempo e, portanto, a estimação por efeitos fixos por município e no tempo seja capaz de eliminar o viés causado pela omissão de tais variáveis, tornando esse tipo de avaliação desnecessária.

Assim, inicia-se a análise da robustez das estimações deste estudo testando a existência de tendências paralelas. Para esse fim, utiliza-se o procedimento sugerido por Angrist e Pischke (2008), o qual consiste em incluir, com a variável de tendência temporal, a interação entre os tratados e essa tendência. Se o coeficiente do termo de interação for estatisticamente igual a zero, é razoável pressupor que a tendência paralela identificada no período pré-tratamento se mantenha no período pós-tratamento. Os resultados mostrados na Tabela 2 indicam que, segundo os testes *t* desses coeficientes estimados, não é possível rejeitar a hipótese de que eles sejam iguais a zero ao nível de 1% de significância. Além disso, o teste F para a hipótese de que esses coeficientes sejam conjuntamente iguais a zero mostra que essa hipótese não pode ser rejeitada em nenhum

modelo[13]. Portanto, os testes realizados indicam que as variáveis apresentam tendências paralelas no período anterior ao início do tratamento.

Tabela 2 | Testes para tendências paralelas

	Variável dependente	
	Casos	**Óbitos**
t-6	15.440	0.177
(18/10)	(19.118)	(0.3884)
t-5	3.903	0.4927
(25/10)	(18.304)	(0.3806)
t-4	19.788	0.208
(01/11)	(16.500)	(0.3754)
t-3	9.520	0.051
(08/11)	(14.303)	(0.3909)
t-2	61.717	1.854
(15/11)	(54.527)	(1.2893)
t-1	-2.206	0.183
(22/11)	(11.596)	(0.4228)
Teste F	1.41	0.88
	(0.220)	(0.5098)
R^2 intra	0.0625	0.0336
R^2 entre	0.0068	0.0112
R^2 total	0.0430	0.0290

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Notas: variáveis dependentes estão em taxas por 100 mil habitantes. Entradas são as diferenças na tendência entre os municípios pertencentes ao grupo de controle e de tratados antes do tratamento estimadas por mínimos quadrados ordinários. Todos os modelos possuem controle para efeitos fixos por município e no tempo. Os erros padrões mostrados entre parênteses são agrupados por municípios. Os testes F testam a hipótese de os coeficientes de tendência nos seis períodos serem conjuntamente iguais a zero. Os valores mostrados entre parênteses abaixo desses testes são p-valores. *** p<0.01. ** p<0.05, * p<0.1.

O próximo procedimento para a avaliação da robustez é o uso de um período distinto para o tratamento como forma de avaliar se já não havia diferenças entre os grupos nos períodos anteriores ao tratamento avaliado, tal como sugerem Bertrand, Duflo e Mullainathan (2002). Para tanto, escolheu-se o período referente ao primeiro turno das eleições realizado no dia 15 de novembro de 2020.

[13] No apêndice, na FA.2, são mostrados os coeficientes estimados para a tendência dos dois grupos. É possível observar que estes possuem uma trajetória comum, o que aumenta a confiança de que a hipótese de tendências paralelas (tendência comum) não é violada em nenhum dos modelos apresentados neste estudo.

Os resultados na Tabela 3 mostram que o primeiro turno das eleições municipais não alterou a trajetória de novos casos e novos óbitos nos municípios tratados. Isso era esperado, pois, nos períodos posteriores ao primeiro turno das eleições municipais, os municípios tratados ainda estavam sob os efeitos do tratamento. Ao mesmo tempo, tinha-se uma situação em que todos os municípios faziam parte do grupo de controle se fossem avaliados os efeitos do segundo turno e todos faziam parte do grupo de tratados caso fossem avaliados os efeitos do primeiro turno.

Tabela 3 | Teste de falseamento com a utilização de um período distinto (efeito médio do tratamento do primeiro turno das eleições municipais de 2020 realizado em 15 de novembro nos municípios tratados)

	Variável dependente			
	Casos		Óbitos	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Tratamento_{médio}$	-9.909		0.0038	
	(17.923)		(0.3097)	
$Tratamento_{t}$		49.554		1.622
(22/11)		(57.266)		(0.1277)
$Tratamento_{t+1}$		-14.369		-0.048
(29/11)		(14.853)		(0.2759)
$Tratamento_{t+2}$		-12.163		-0.232
(06/12)		(15.636)		(0.3391)
$Tratamento_{t+3}$		-15.571		-0.109
(13/12)		(18.626)		(0.4110)
$Tratamento_{t+4}$		-43.929		-0.169
(20/01)		(34.120)		(0.4201)
$Tratamento_{t+5}$				-0.606
(27/12)				(0.3644)
n (municípios)	95	95	95	95
t (semanas)	11	11	12	12
Teste F	13.87	12.23	11.85	5.07
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
R^2 intra	0.0775	0.0899	0.0847	0.0509
R^2 entre	0.0010	0.0018	0.0012	0.0027
R^2 total	0.0476	0.0568	0.0667	0.0411

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Notas: variáveis dependentes estão em taxas por 100 mil habitantes. Entradas são os efeitos médios do tratamento sobre os municípios tratados estimados por mínimos quadrados ordinários. Todos os modelos são de diferença nas diferenças e possuem controle para efeitos fixos por município e no tempo. Os erros padrões mostrados entre parênteses são agrupados por municípios. Nos testes F os valores mostrados entre parênteses são p-valores. *** p<0.01. ** p<0.05, * p<0.1.

O último procedimento de avaliação de robustez é o uso de diferentes amostras nos grupos de controle e de tratados. Inicialmente se expande a amostra do grupo de controle para municípios com mais de 250 mil habitantes, mas que não necessariamente possuem mais de 200 mil eleitores. Esse critério de seleção da amostra cria dois grupos com um nú-mero quase idêntico de municípios nos grupos de tratados (57 municípios) e controle (56 municípios). Os resultados mostram que os sinais (negativos) são mantidos na maior parte dos períodos, com a exceção do último período no modelo para óbitos (modelo 2), toda-via, nestes modelos nenhum coeficiente estimado é significativo estatisticamente a 5%. O mesmo ocorre quando se restringe a amostra a municípios mais populosos, com mais de 500 mil habitantes e, portanto, mais sujeitos, por exemplo, a potenciais aglomerações nas seções eleitorais no dia da votação.

Tabela 4 | Efeitos do segundo turno das eleições municipais nos novos casos e novos óbitos por covid-19 nos municípios tratados com a utilização de diferentes amostras[14]

	≥250 mil de hab.		≥500 mil de hab.	
	Variável dependente		*Variável dependente*	
	Casos	*Óbitos*	*Casos*	*Óbitos*
	(1)	*(2)*	*(3)*	*(4)*
Tratamento$_t$	*-10.761*	*-0.250*	*3.338*	*-0.824*
(06/12)	*(15.361)*	*(0.3836)*	*(25.475)*	*(0.6296)*
Tratamento$_{t+1}$	*-19.837*	*-0.139*	*-20.982*	*-0.586*
(13/12)	*(16.892)*	*(0.3998)*	*(26.224)*	*(0.6315)*
Tratamento$_{t+2}$	*-32.561*	*-0.049*	*-60.050*	*-0.322*
(20/12)	*(28.340)*	*(0.4341)*	*(62.883)*	*(0.6300)*
Tratamento$_{t+3}$	*-32.746**	*-0.643**	*-20.584*	*-0.521*
(27/12)	*(17.592)*	*(0.3452)*	*(32.115)*	*(0.5519)*
Tratamento$_{t+4}$	*5.503*	*-0.194*	*17.883*	*-0.251*
(03/01)	*(17.629)*	*(0.4068)*	*(31.048)*	*(0.6573)*
Tratamento$_{t+5}$		*0.164*		*0.239*
(10/01)		*(0.4777)*		*(0.7308)*
n (municípios)	*113*	*113*	*47*	*47*
Tratados	*57*	*57*	*27*	*27*
t (semanas)	*11*	*12*	*11*	*12*
Teste F	*11.21*	*9.32*	*10.72*	*5.71*
	(0.000)	*(0.000)*	*(0.000)*	*(0.000)*
R^2 *intra*	*0.0761*	*0.0602*	*0.0695*	*0.0698*
R^2 *entre*	*0.0005*	*0.0030*	*0.0027*	*0.0122*
R^2 *total*	*0.0485*	*0.0481*	*0.0483*	*0.0555*

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa.

Notas: variáveis dependentes estão em taxas por 100 mil habitantes. Entradas são os efeitos médios do tratamento sobre os municípios tratados estimados por mínimos quadrados ordinários. Todos os modelos são de diferença nas diferenças e possuem controle para efeitos fixos por município e no tempo. Os erros padrões mostrados entre parênteses são agrupados por municípios. Nos testes F os valores mostrados entre parênteses são p-valores. *** p<0.01. ** p<0.05, * p<0.1.

Destarte, considerando todos esses resultados da avaliação de robustez em conjunto, é possível concluir que os impactos negativos significativos estatisticamente encontrados no modelo base, embora robustos à hipótese de tendências paralelas, não resistem a mudanças na composição dos grupos de controle e tratados. Isso permite concluir que o segundo turno das eleições municipais de 2020 não geraram impactos significativos estatisticamente nos casos e óbitos por covid-19 registrados nos municípios tratados.

[14] Os testes para tendências paralelas desses modelos são apresentados na Tabela A.3 do apêndice.

Portanto, os resultados deste estudo diferem da maior parte das evidências existentes até este momento (Bertoli; Guichard; Marchetta, 2020; Cassan; Sagnier, 2020; Cotti *et al*., 2021; Güntner, 2020), que encontraram impactos negativos (aumento de casos, óbitos e internações por covid-19) em eleições na França, nos Estados Unidos e na Alemanha. A inexistência de impactos significativos nos casos e óbitos por covid-19 registrados pelos municípios que realizaram um segundo turno nas eleições municipais de 2020 pode ser explicada pelo fato de que as votações no Brasil, diferentemente dos países anteriormente estudados, são realizadas com o uso de urnas eletrônicas. De forma que, mesmo diante de um número grande de eleitores por local de votação (média de 435 por seção eleitoral), o uso de urnas eletrônicas implica em votações rápidas que geram poucas interações sociais entre eleitores, tais como ocorrem, por exemplo, quando longas filas são formadas.

Com relação ao impacto das eleições nos óbitos, que se mostrou negativo, com pouca magnitude e com alta dispersão e, portanto, não significativos do ponto de vista estatístico, seria possível argumentar que esses resultados se devem a um processo de seleção em que eleitores têm a percepção de um alto risco de morrer de covid-19 ou de se tornar uma ameaça para terceiros, tais como outros membros da família, e simplesmente se abstêm de participar da campanha eleitoral e de comparecer às urnas[15]. Essa percepção de risco é subjetiva e não observável, mas as estatísticas de óbitos mostravam que os grupos etários acima dos 60 anos de idade formavam o grupo com maior risco de óbito associado à doença. De fato, muitos eleitores desse grupo etário deixaram de comparecer aos locais de votação no segundo turno das eleições de 2020. Na Tabela A.4, no apêndice, é possível observar que cerca de 48% dos idosos (eleitores com idade acima de 60 anos) não compareceram aos locais de votação. Trata-se de uma abstenção 10 pontos percentuais superior às observadas nas eleições municipais de 2016. Todavia, o voto é facultativo acima dos 70 anos e a abstenção costuma ser bem alta acima dessa idade. Se for considerado somente o grupo de idosos em que o voto é obrigatório, com idade entre 60 e 70 anos, a abstenção foi bem menor, cerca de 26%. Portanto, é difícil atribuir o

[15] Se for considerado que existem grupos com maior risco de morte pela doença, seria possível sugerir, por exemplo, que idosos com comorbidades fossem proibidos de votar. Todavia, tal política teria altos custos e não necessariamente alcançaria o ótimo, porque existem altos custos para impor uma regra desse tipo. Por outro lado, se os custos privados percebidos pela participação no pleito são grandes o suficiente, por exemplo, para idosos com comorbidades, então os eleitores podem voluntariamente se abster, de forma que se teria um resultado mais próximo do que seria socialmente ideal, tal como em um resultado previsto pelo Teorema de Coase (Bourne, 2021).

baixo impacto do segundo turno das eleições de 2020 em óbitos por covid-19 à abstenção de idosos, uma vez que pelo menos 3,7 milhões de idosos compareceram às urnas no segundo turno de 2020.

Talvez a explicação mais plausível para os resultados encontrados seja a de que os protocolos de segurança sanitária adotados nas eleições municipais de 2020 foram capazes de evitar a aceleração na propagação da doença. Isso corroboraria as conclusões de Feltham *et al*. (2020) de que eleições podem ser seguras desde que se sigam os protocolos estabelecidos e se tomem os devidos cuidados de distanciamento e higiene.

4 Conclusão

Este estudo tinha como objetivo avaliar os impactos das eleições municipais de 2020 em variáveis relacionadas à saúde a partir de um delineamento de pesquisa que permitisse fazer uma inferência causal. Para esse fim, utilizou-se o experimento natural gerado pelo segundo turno realizado no dia 29 de novembro, que mobilizou mais de 27 milhões de eleitores em 57 municípios de diferentes estados do Brasil. Assume-se que existe uma relação entre o pleito eleitoral e a mobilidade de pessoas (mensurados pelo índice de isolamento social) e se avalia se há uma relação causal com as variáveis de saúde (novos casos e novos óbitos), via aumento da população suscetível à contaminação pelo vírus que ocorre com o aumento da mobilidade de pessoas e o aumento de interações entre trabalhadores das eleições (mesários e cabos eleitorais) e eleitores. Ao que se sabe, é o primeiro estudo que avalia, ainda que parcialmente, os impactos das eleições ou de eventos de grande porte na propagação da covid-19 no Brasil com esse tipo de delineamento de pesquisa.

Os resultados obtidos neste estudo, considerados em conjunto, permitem concluir que a realização do segundo turno das eleições municipais no Brasil não gerou aumento nos casos e nos óbitos por covid-19 nos municípios tratados. Esses resultados podem ser uma evidência de que é possível aumentar a circulação de uma grande quantidade de pessoas sem que haja um aumento na contaminação desde que se sigam protocolos de higiene e distanciamento social e se usem máscaras.

Uma extensão natural dessas conclusões é que o mesmo pode ocorrer em estabelecimentos comerciais, ainda mais em situações em que a circulação de pessoas é inferior à observada em uma seção eleitoral brasileira. Isso porque, em muitos estabelecimentos comerciais, o comportamento das pessoas é muito semelhante ao seu comportamento em

um local de votação, ou seja, tendem a ficar quietos, ou até mesmo em silêncio[16], fazendo compras. Logo, em princípio, não se pode descartar a hipótese de que votar apresenta um risco semelhante ao de fazer compras em um supermercado ou esperar na fila do lado de fora de um restaurante por um pedido de entrega (Feltham *et al*., 2020).

Também não se pode descartar que os resultados obtidos neste estudo podem ser um indício de que a redução do isolamento social em um período curto, neste caso provocada pelo processo eleitoral, pode ter um efeito diferente do esperado por quem propõe a intensificação do isolamento como uma forma de controlar a propagação do vírus ou, pelo menos, realizar o chamado "achatamento da curva" de contaminação pelo SARS-CoV-2 (Fong *et al*., 2020). Embora as relações entre isolamento social, medidas restritivas e a contaminação venham sendo exaustivamente estudadas, ainda não existe um consenso a respeito de seus impactos, mesmo quando se utilizam delineamentos de pesquisa que permitem fazer inferências causais. A evidências são diversas: ao mesmo tempo que Dave *et al*. (2020), Di Porto, Naticchioni e Vincenzo Scutinio (2020), Fang, Wang e Yang (2020) e Friedson *et al*. (2020) apresentam evidências que atestam a eficácia dessas medidas no controle da propagação da covid-19, Born, Dietrich e Muller (2020), Bjørnskov (2021), Gupta *et al*. (2020), Oliveira (2020) e Oliveira, Mesquita Pereira e Machado (2020) encontram evidências de sua ineficácia e de altos custos em termos econômicos.

Como não poderia ser diferente, este estudo apresenta algumas limitações. O delineamento proposto não permite, por exemplo, avaliar os impactos de todo o processo eleitoral (primeiro e segundo turno) na segunda onda de propagação da covid-19 no Brasil. Entretanto, os resultados trazem fortes indícios de que as eleições não estão entre as principais causas para a origem desse segundo surto da doença, uma vez que a extensão do período eleitoral por mais duas semanas e a necessidade de eleitores e mesários comparecerem mais uma vez aos locais de votação não foram capazes de acelerar a propagação da doença nos municípios tratados, isto, claro, seguindo rígidos protocolos de segurança sanitária aplicados nos locais de votação.

Por fim, cabe destacar algumas ameaças à validade dos resultados. A primeira delas é que a inexistência de informações impediu este estudo de identificar e controlar os resultados para as medidas restritivas que podem ter sido adotadas por alguns municípios ao longo do período estudado. Todavia, conforme pode ser observado na Figura A.3 do apêndice, o índice de isolamento social dos grupos de controle e tratados segue uma

[16] Falar alto e cantar podem estar associados à transmissão viral e surtos de acordo com os resultados de Asadi *et al.* (2019).

trajetória bastante semelhante e somente há um aumento desse índice nas semanas que incluem as festividades de fim de ano, que costuma ser um período de redução das atividades laborais. Portanto, é plausível assumir que as medidas restritivas que possivelmente foram implementadas, assim como o comportamento dos habitantes, não diferem significativamente entre os dois grupos, de maneira que as variações observadas nos dois grupos foram absorvidas pelos efeitos fixos no tempo incluídos nos modelos.

A segunda ameaça é a presença de externalidades (não observáveis) causadas pela mobilidade de pessoas que se deslocaram entre os municípios pertencentes aos grupos de controle e de tratamento para votar (Goodman-Bacon; Marcus, 2020). No entanto, isso somente é uma fonte de viés se houve uma mudança de comportamento dos eleitores ao longo do tratamento, pois, caso contrário, essa mobilidade foi capturada pelos efeitos fixos por município.

Referências

Anderson, R. M.; Heesterbeek, H.; Klinkenberg, D.; Hollingsworth, T. D. How will country-based mitigation measures influence the course of the covid-19 epidemic? *The Lancet*, Elsevier, v. 395, n. 10228, p. 931-934, 2020.

Angrist, J. D.; Pischke, J.-S. *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion*. Princeton University Press, 2008.

Asadi, S. *et al*. Aerosol emission and superemission during human speech increase with voice loudness. Scientific Reports, Nature Publishing Group, v. 9, n. 2348, p. 1-10, 2019.

Bertoli, S.; Guichard, L.; Marchetta, F. *Turnout in the municipal elections of March 2020 and excess mortality during the covid-19 epidemic in France*. SSRN Scholarly Paper, Rochester, NY: Social Science Research Network, 2020.

Bertrand, M.; Duflo, E.; Mullainathan, S. *How much should we trust differences-in-differences estimates?* SSRN Scholarly Paper. Rochester, NY: Social Science Research Network, 2002.

Bjørnskov, C. Did lockdown work? An economist's cross-country comparison. *CESifo Economic Studies*, v. 67, n. 3, p. 318-331, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/cesifo/ifab003>. Acesso em: 1/4/2021.

Born, B; Dietrich, A.; Muller, G. *Do lockdowns work?* A counterfactual for Sweden. London: Centre for Economic Policy Research, 2020. https://cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=14744

Bourne, R. A. Economics in one virus: an introduction to economic reasoning through COVID-19. Washington DC: Cato Institute, 2021.

Cassan, G.; Sangnier, M. Liberté, egalité, fraternité… contaminé? Estimating the impact of French municipal elections on COVID-19 spread in France. MedRxiv, Cold Spring Harbor Laboratory Press, p. 2020.06.24.20138990, 2020.

Cotti, C.; *et al*. The relationship between in-person voting and COVID-19: Evidence from the Wisconsin primary. *Contemporary Economic Policy*, v. 39, n. 4, p. 760–777, 2021.

Dave, D. M. *et al. When do shelter-in-place orders fight COVID-19 best?* Policy heterogeneity across States and adoption time. Working Paper, National Bureau of Economic Research, 2020.

Di Porto, E.; Naticchioni, P.; Vincenzo Scutinio, V. *Partial lockdown and the spread of COVID-19*: lessons from the Italian case. IZA Discussion Papers nº 13375. IZA Institute of Labor Economics, 2020. Disponível em: <https://www.iza.org/publications/dp/13375/partial-lockdown-and-the-spread-of-covid-19-lessons-from-the-italian-case>. Acesso em: 2/2/2021.

Downs, A. *An economic theory of democracy*. Boston: Prentice Hall, 1957.

Fang, H.; Wang, L.; Yang, Y. Human mobility restrictions and the spread of the Novel Coronavirus (2019-nCoV) in China. *Journal of Public Economics*, v. 191, [2020?]. No prelo (nº do artigo: 104272).

Feltham, E. M. *et al*. *No increase in COVID-19 mortality after the 2020 primary elections in the USA.* arXiv preprint, arXiv:2010.02896, 2020. Disponível em: <http://arxiv.org/abs/2010.02896>. Acesso em: 1/4/2021.

Flaxman, S. *et al*. Estimating the effects of non-pharmaceutical interventions on COVID-19 in Europe. *Nature*, Nature Publishing Group, v. 584, n. 7820, p. 257-261, 2020.

Fong M.W. *et al*. Nonpharmaceutical measures for pandemic influenza in nonhealthcare settings-social distancing measures. *Emerging Infectious Diseases*, v. 26, n. 5, p. 976-984, 2020.

Friedson, A. *et al*. *Did California's shelter-in-place order work?* Early coronavirus-related public health effects. SSRN Scholarly Paper. Rochester, NY: Social Science Research Network, 2020.

Goodman-Bacon, A.; Marcus, J. *Using difference-in-differences to identify causal effects of COVID-19 policies*. SSRN Scholarly Paper. Rochester, NY: Social Science Research Network, 2020.

Güntner, J. *The toll of voting in a pandemic*: municipal elections and the spread of COVID-19 in Bavaria. Economics working paper. Linz, Áustria: Department of Economics, Johannes Kepler University Linz, 2020.

Gupta, S. *et al*. *Tracking public and private responses to the COVID-19 epidemic*: evidence from State and local government actions. Working Paper. National Bureau of Economic Research, 2020.

Lauer, S. A. *et al*. The incubation period of coronavirus disease 2019 (COVID-19) from publicly reported confirmed cases: estimation and application. *Annals of Internal Medicine*, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.7326/M20-0504>. Acesso em: 5/2/2020.

Lechner, M. The Estimation of causal effects by difference-in-difference methods. *Foundations and Trends(R) in Econometrics*, v. 4, n. 3, p. 165-224, 2011.

Mueller, D. C. *Public choice III*. 3. ed. Cambridge University Press, 2003.

Oliveira, C. *Indo além das boas intenções*: uma avaliação dos efeitos de medidas restritivas mais duras na propagação da Covid-19 em Rio Grande-RS. mimeo, 2020.

Oliveira, C. A. de; Mesquita Pereira, R.; Machado, G. *Using a natural experiment to assess the costs and benefits of intensifying social isolation*. SSRN Scholarly Paper. Rochester, NY: Social Science Research Network, 2020.

Riker, W. H.; Ordeshook, P. C. A Theory of the calculus of voting. *The American Political Science Review*, v. 62, n. 1, p. 25-42, 1968.

Titiunik, R. Natural experiments. In: Druckman, James N.; Green, Donald P. (eds.). *Advances in experimental political science*. Cambridge University Press, 2021. p. 103-129.

Tullock, G. Toward a mathematics of politics. Ann Arbor: The University of Michigan Press, 1967.

Cristiano Aguiar de Oliveira
https://orcid.org/0000-0003-4933-6616
Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE-UFRGS). Professor Associado na Universidade Federal do Rio Grande (FURG). Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande (PPGE-FURG).
E-mail: cristiano.oliveira@furg.br

APÊNDICE

Tabela A.1 | Municípios incluídos na amostra utilizada por grupos (modelo base)

Grupo de tratados
Anápolis (GO), Aracaju (SE), Bauru (SP), Belém (PA), Blumenau (SC), Boa Vista (RR), Campinas (SP), Campos dos Goytacazes (RJ), Canoas (RS), Cariacica (ES), Caucaia (CE), Caxias do Sul (RS), Contagem (MG), Cuiabá (MT), Diadema (SP), Feira de Santana (BA), Fortaleza (CE), Franca (SP), Goiânia (GO), Governador Valadares (MG), Guarulhos (SP), João Pessoa (PB), Joinville (SC), Juiz de Fora (MG), Limeira (SP), Maceió (AL), Manaus (AM), Mauá (SP), Mogi das Cruzes (SP), Paulista (PE), Pelotas (RS), Petrópolis (RJ), Piracicaba (SP), Ponta Grossa (PR), Porto Alegre (RS), Porto Velho (RO), Praia Grande (SP), Recife (PE), Ribeirão Preto (SP), Rio Branco (AC), Rio de Janeiro (RJ), Santa Maria (RS), Santarém (PA), São Gonçalo (RJ), São João de Meriti (RJ), São Luís (MA), São Paulo (SP), São Vicente (SP), Serra (ES), Sorocaba (SP), Taboão da Serra (SP), Taubaté (SP), Teresina (PI), Uberaba (MG), Vila Velha (ES), Vitória (ES), Vitória da Conquista (BA).
Grupo de controle
Belo Horizonte (MG), Campo Grande (MS), Curitiba (PR), Florianópolis (SC), Goiânia (GO), Macapá (AP), Natal (RN), Salvador (BA), São Luís (MA), Ananindeua (PA), Aparecida de Goiânia (GO), Barueri (SP), Belford Roxo (RJ), Betim (MG), Campina Grande (PB), Carapicuíba (SP), Caruaru (PE), Cascavel (PR), Duque de Caxias (RJ), Guarujá (SP), Itaquaquecetuba (SP), Jaboatão dos Guararapes (PE), Jundiaí (SP), Londrina (PR), Maringá (PR), Montes Claros (MG), Niterói (RJ), Nova Iguaçu (RJ), Olinda (PE), Osasco (SP), Petrolina (PE), Praia Grande (SP), Ribeirão das Neves (MG), Santo André (SP), Santos (SP), São Bernardo do Campo (SP), São José do Rio Preto (SP), São José dos Campos (SP), Suzano (SP), Uberlândia (MG), Volta Redonda (RJ).

Fonte: elaborado pelo autor a partir da metodologia da pesquisa.

Nota: estados entre parênteses.

Tabela A.2 | Estatística descritiva das variáveis utilizadas

Variáveis		Grupos	
		Controle	Tratado
Casos de covid-19 (por semana e por 100 mil hab.)	Média	127,29	129,86
	Desvio-padrão	128,35	152,02
	N	494	741
Óbitos por covid-19 (por semana e por 100 mil hab.)	Média	2,30	2,41
	Desvio-padrão	2,01	3,07
	N	494	741
Taxa de isolamento social (média diária da semana)	Média	0,3857	0,3877
	Desvio-padrão	0,028	0,030
	N	494	741
Quantidade de municípios		38	57

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa.

Tabela A.3. | Testes para tendências paralelas com diferentes amostras

	≥250 mil de hab.		≥500 mil de hab.	
	Variável dependente		Variável dependente	
	Casos	Óbitos	Casos	Óbitos
t-6	15.284	0.608	-19.390	0.402
(18/10)	(17.585)	(0.3459)	(30.292)	(0.5014)
t-5	1.540	0.335	-42.224	0.532
(25/10)	(17.038)	(0.3274)	(28.510)	(0.5294)
t-4	16.262	0.168	-13.204	0.407
(01/11)	(16.086)	(0.3178)	(23.327)	(0.5084)
t-3	7.594	0.134	-21.650	0.147
(08/11)	(13.483)	(0.3325)	(23.140)	(0.5353)
t-2	27.962	0.673	100.99	3.320
(15/11)	(64.744)	(1.7096)	(114.87)	(2.6856)
t-1	-4.073	0.130	-24.561	0.134
(22/11)	(12.033)	(0.3435)	(14.820)	(0.5896)
Teste F	1.44	0.48	2.12	0.68
	(0.2058)	(0.8227)	(0.0695)	(0.6696)
R^2 intra	0.0581	0.0245	0.683	0.0476
R^2 entre	0.0035	0.0050	0.0075	0.0143
R^2 total	0.0407	0.0213	0.0492	0.0413

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa.

Notas: variáveis dependentes estão em taxas por 100 mil habitantes. Entradas são as diferenças na tendência entre os municípios pertencentes ao grupo de controle e de tratados antes do tratamento estimadas por mínimos quadrados ordinários. Todos os modelos possuem controle para efeitos fixos por município e no tempo. Os erros padrões mostrados entre parênteses são agrupados por municípios. Os testes F testam a hipótese de os coeficientes de tendência nos seis períodos serem conjuntamente iguais a zero. Os valores mostrados entre parênteses abaixo desses testes são p-valores. *** p<0.01. ** p<0.05, * p<0.1.

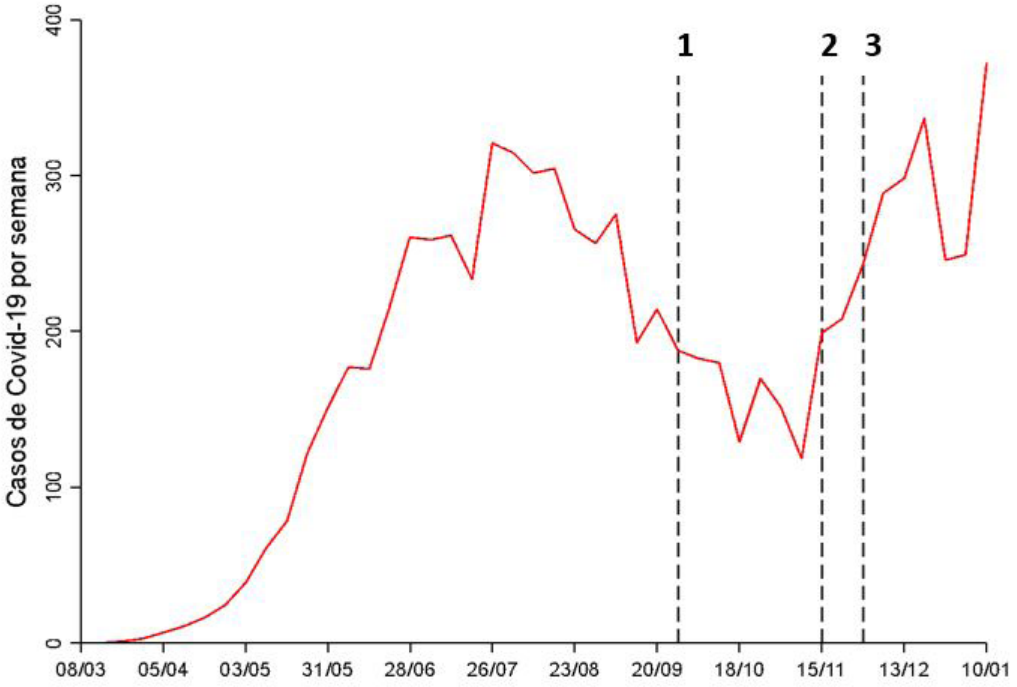
Tabela A.4 | Comparecimento às urnas e abstenção nas eleições municipais de 2016 e 2020 no Brasil segundo a faixa etária (acima dos 60 anos de idade)

	2016				2020			
	1º turno		2º turno		1º turno		2º turno	
Faixa etária (anos)	Comp.	Abst.	Comp.	Abst.	Comp.	Abst.	Comp.	Abst.
100 ou mais		28 084		4 681		33 989		8 470
95-99		36 065		150 110		243 323		93 771
90-94		674 250		192 325		580 904		215 842
85-89	187 357	1 033 935	30 360	269 699	89 742	870 421	13 436	265 247
80-84	566 131	1 364 142	94 050	333 764	332 314	1 426 760	53 094	415 198
75-79	1 327 609	1 673 821	228 391	427 130	910 804	2 015 773	155 795	593 055
70-74	2 670 347	1 626 620	510 655	458 126	2 044 460	2 458 153	406 300	778 750
65-69	5 245 803	995 026	1 211 384	265 932	4 619 396	1 840 408	1 151 186	589 600
60-64	7 218 097	990 282	1 698 981	287 431	7 120 191	1 462 855	1 869 563	465 272
Total	17 215 344	8 422 225	3 773 821	2 389 198	15 116 907	10 932 586	3 649 374	3 425 205
Abstenção 60 ou mais (%)		32.85%		38.77%		41.97%		48,42%
Abstenção 60-70 (%)		13,74%		15.98%		21.96%		25.88%

Fonte: https://www tse jus br/eleicoes/estatisticas/estatisticas-eleitorais

Nota: Comp =comparecimento; Abst =abstenção.

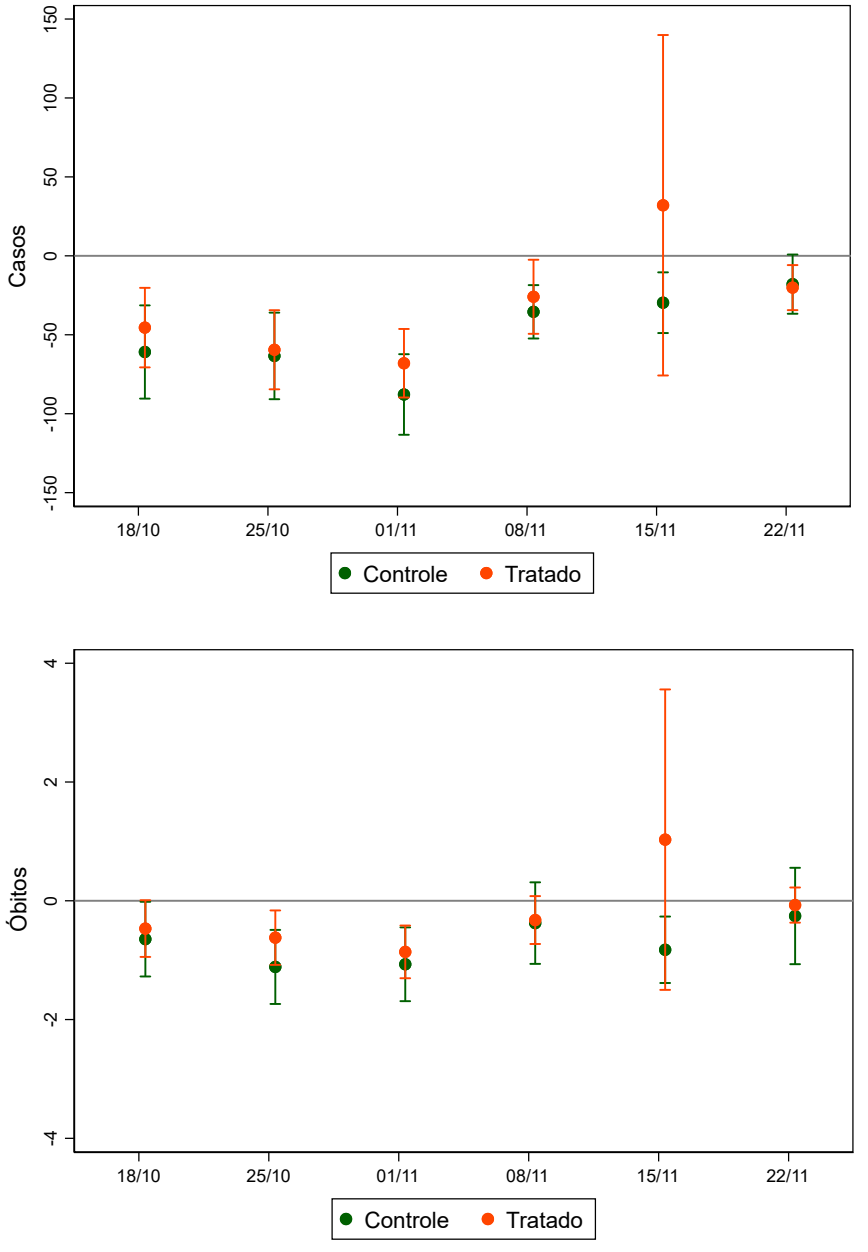
Figura A.1 | Novos casos de covid-19 por semana por data de registro no Brasil (08/03/2020 – 10/01/2021)



Fonte: CSSE Johns Hopkins Covid-19 data.

Notas: o eixo vertical indica o número de casos de covid-19 confirmados em milhares. As linhas verticais tracejadas indicam: 1- início do período de campanha eleitoral; 2- primeiro turno das eleições; 3- segundo turno das eleições.

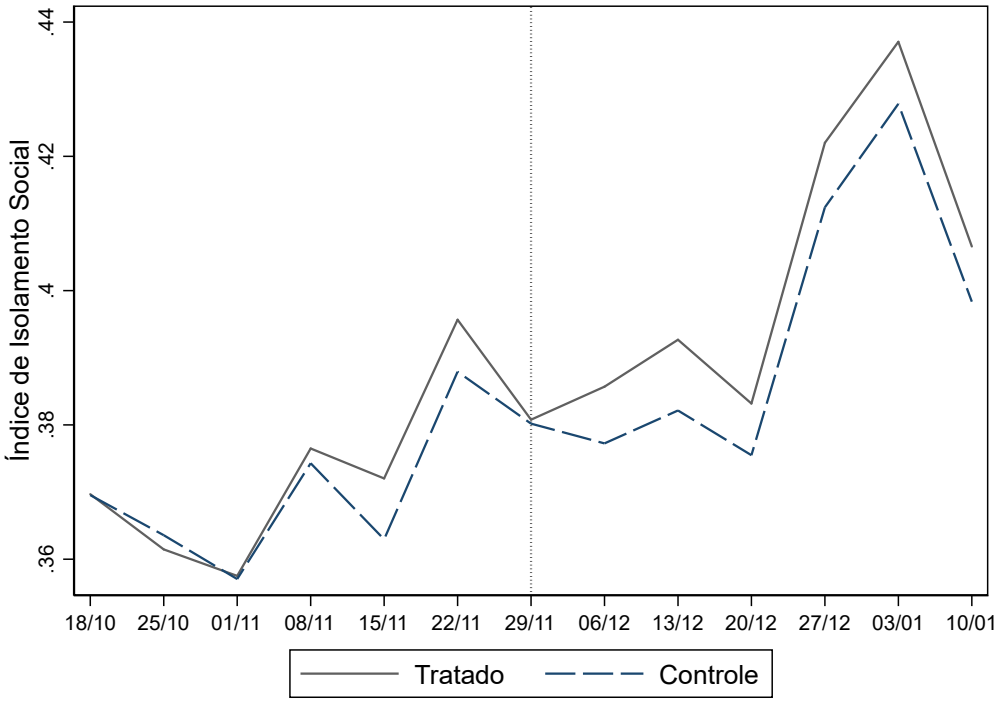
Figura A.2 | Avaliação de tendências paralelas



Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Notas: entradas são os coeficientes estimados para a tendência dos municípios pertencentes ao grupo de controle e de tratados antes do tratamento estimadas por mínimos quadrados ordinários. O grupo de controle é composto por municípios que possuíam mais de 200 mil eleitores, mas não realizaram segundo turno nas eleições municipais. Todos os modelos possuem controle para efeitos fixos por município. Os intervalos de confiança são construídos a partir de erros padrões agrupados por municípios.

Figura A.3 | Índice de isolamento social (média semanal) dos grupos de controle e tratado – modelo base (18/10/2020 – 10/01/2021)



Fonte: elaborado pelo autor a partir do índice de isolamento social desenvolvido pela empresa In Loco.