
ANÁLISE DAS PESQUISAS ELEITORAIS MUNICIPAIS BRASILEIRAS DE 2016 E 2020

Daniel Morais de Souza¹
Leonardo Ostwald Vilardi²
Marcel de Toledo Vieira³

RESUMO:

Nas últimas décadas cientistas políticos buscaram compreender o papel das pesquisas eleitorais nas eleições. Um tema importante tem sido a discrepância entre as estimativas das pesquisas e os resultados das urnas. Este trabalho analisou as pesquisas eleitorais de véspera das eleições municipais brasileiras de 2016 e 2020 a fim de verificar se a diferença entre os resultados das pesquisas e os apurados nas urnas apresentava algum viés de espectro político. Desenvolvemos um indicador que mensura o espectro político dos partidos com base nas votações de seus membros na Câmara de Deputados. A partir deste indicador, dos resultados das pesquisas eleitorais e das eleições, realizamos quatro testes estatísticos pareados para diferenças: um paramétrico (t pareado) e três não paramétricos (Wilcoxon, permutação para replicações emparelhadas e Wilcoxon-Mann-Whitney). As análises não encontraram evidências de viés em 2016. Contudo, em 2020 foram encontradas evidências de viés em boa parte dos testes.

JEL: C14, D72, H70.

Palavras-chave: Eleições municipais; Pesquisas eleitorais; Viés de espectro político.

ABSTRACT:

In recent decades, political scientists have sought to understand the role of electoral surveys in elections. A key issue has been the discrepancy between survey estimates and election results. This study analyzed the pre-election surveys conducted for the Brazilian municipal elections of 2016 and 2020 to assess whether the differences between survey results and actual election outcomes exhibited any political spectrum bias. We developed an indicator to measure the political spectrum of parties based on the voting behavior of their members in the Chamber of Deputies. Using this indicator, along with the electoral survey and election results, we performed four paired statistical tests for differences: one parametric (paired t -test) and three non-parametric (Wilcoxon signed-rank test, permutation test for paired replicates, and Wilcoxon-Mann-Whitney test). The analyses found no evidence of bias in 2016. However, in 2020, evidence of bias was observed in a significant portion of the tests.

JEL: C14, D72, H70.

Keywords: Municipal elections; Electoral polls; Political spectrum bias.

Data da submissão: 09-12-2024

Data do aceite: 29-04-2025

¹ Doutor em Economia (UFJF). dmorais.sou@gmail.com

² Doutor em Ciências Sociais (PUC-Rio). leovilardi@gmail.com

³ Professor Titular do departamento de Estatística da UFJF. marcel.vieira@ufjf.br

1. INTRODUÇÃO

A Constituição brasileira de 1988 em seu art. 1º enuncia que a República Federativa do Brasil se constitui em Estado Democrático de Direito. Tal dispositivo garante, ao menos formalmente, que a democracia é a forma de governo adotada em solo pátrio (BRASIL, 1988).

Bobbio (1998) ao discutir o conceito de democracia pontua que “na teoria política contemporânea (...) as definições de democracia tendem a resolver-se e a esgotar-se num elenco mais ou menos amplo, segundo os autores, de regras do jogo, ou como também se diz, de ‘procedimentos universais’”. Dentre esses procedimentos universais, o autor destaca que a composição do órgão legislativo deve ser definida por meio de eleições, ou seja, o poder legislativo deve ser composto por membros direta ou indiretamente eleitos. Além disso, o sufrágio deve ser universal e os eleitores devem ser livres para formar sua opinião. Tais procedimentos por si só não garantem que o governo será democrático e, para tanto, é preciso verificar outras condições. Contudo, para este trabalho é suficiente chamarmos atenção para a importância das eleições e de ‘regras do jogo’ claras e universalmente aplicáveis para o regime democrático.

Na visão de Fisichiella (1998) “o voto é momento imprescindível no processo democrático das decisões políticas”. Assim, pode-se entender a importância do estudo do comportamento eleitoral para as ciências políticas. Tais estudos, genericamente, buscam identificar os fatores, motivações ou causas que influem o eleitor a optar por determinada alternativa política.

Um dos fatores que podem explicar uma parte das escolhas no momento da votação é o resultado das pesquisas eleitorais realizadas durante o período de campanha eleitoral. O termo ‘bandwagon effect’ (efeito vagão em tradução livre) utilizado pela literatura americana pode ser empregado para aclarar esse comportamento. Schmitt-Beck (2015) define o termo como uma forma de denotar o comportamento em que pessoas alinham às suas posições políticas com base no que percebem como majoritário na sociedade.

Em pesquisa realizada pelo IBOPE entre 16 e 18 de setembro de 2018 e divulgada pela BBC, 7% dos entrevistados apontaram que os “resultados de pesquisas e prévias eleitorais” é uma das 3 principais fontes de informação consideradas para decidir o voto. Apesar deste percentual ser pequeno quando comparado a 42% das “notícias de TV” e 38% do “debate entre candidatos”, ainda assim não deve ser desconsiderado pois representa uma parcela importante do eleitorado (ALVIM, 2018).

Assim, devido à importância das pesquisas eleitorais para o jogo político democrático, diversos cientistas políticos vêm se debruçando sobre tal tema. A sua relevância, imparcialidade e até mesmo sua harmonia com o jogo democrático foram colocadas à prova pela academia nas últimas duas décadas (NOGUEIRA, 2012; GRAMACHO, 2013; FONTENELE e GUAZINA, 2016; MUNDIM, 2018).

Diante dessa relevância das pesquisas eleitorais para o processo eleitoral, coloca-se o seguinte problema de pesquisa: Pode ser observado um viés de espectro político nos resultados das pesquisas eleitorais brasileiras? É importante ressaltar que o presente artigo define “viés de espectro político” como um padrão comum de erro entre as pesquisas eleitorais de véspera e os resultados efetivos das urnas para algum dos espectros políticos “direita” ou “esquerda”, definidos a partir da classificação feita no artigo. O intuito de realizar tal verificação não é ‘pôr em xeque’ as pesquisas eleitorais realizadas, mas analisar os dados divulgados e, se observado algum tipo de viés de espectro político, apontar para a necessidade de se refletir sobre as metodologias hoje utilizadas para realização das pesquisas eleitorais amostrais.

A teoria do “Total Survey Error” (TSE) (Erro Total de Pesquisas Amostrais) abrange os possíveis erros que podem ocorrer em uma pesquisa amostral, categorizados em duas grandes dimensões: erro de representação e erro de medição (WEISBERG; 2009). O erro de representação inclui: i) erros de cobertura (quando partes da população não estão incluídas na amostra), ii) erros de amostragem (devido à seleção de uma amostra em vez do censo), iii) erros de não resposta (quando indivíduos selecionados não participam) e iv) erros pós-levantamento (como erros na ponderação). Já o erro de medição abrange: i) erros relacionados ao instrumento de coleta (como questões mal formuladas), ii) erros do entrevistador (por viés ou falta de treinamento), iii) erros dos respondentes (respostas imprecisas ou intencionais) e iv) erros no processamento de dados (como codificação e entrada de dados).

Além de todas as possíveis fontes de erros do TSE, muitos jornalistas e cientistas políticos estão citando outras possíveis fontes, tais como: *i)* o eleitor envergonhado em relevar o seu voto, fenômeno que na eleição presidencial americana de 2016 a mídia chamou de “Teoria do eleitor tímido do Trump”; *ii)* taxas de resposta desiguais (pessoas com certas preferências políticas possuem uma propensão menor a responder aos entrevistadores); *iii)* desatualização da base censitária (o plano amostral feito nas pesquisas eleitorais em 2016 e 2020 utilizou os dados do último censo, realizado em 2010, dados desatualizados em 6 a 10 anos) e; *iv)* aumento da abstenção.

Dentre os trabalhos realizados no Brasil sobre esse tema, Biroli (2011) analisou a presença das pesquisas de opinião na mídia brasileira em períodos eleitorais. Nogueira (2012) teve como foco entender a influência das pesquisas eleitorais no resultado do processo eleitoral. Menezes (2014) teve como objetivo fundamental compreender o papel desempenhado pelas pesquisas eleitorais nas eleições municipais de Natal em 2012, em especial, no comportamento eleitoral dos votantes. Fontenele e Guazina (2016) compararam as colunas políticas de Merval Pereira (O Globo) e Joaquín Morales Solá (La Nación) publicadas durante as campanhas eleitorais do Brasil, em 2014 e da Argentina, em 2015, com o objetivo de identificar como os jornalistas utilizaram os resultados das pesquisas eleitorais em suas análises. Mundim (2018) analisou o comportamento político da imprensa brasileira no cenário político-eleitoral, a partir de uma perspectiva que busca avaliar tanto o lado dos produtores de notícia quanto dos consumidores.

Gramacho (2013) realizou o trabalho que mais se aproxima da pesquisa apresentada nesse artigo. Ele analisou 156 pesquisas pré-eleitorais realizadas em 2010 nas disputas para Presidente e para os 27 governadores com o objetivo de descrever e explicar suas discrepâncias em relação aos resultados apurados nas urnas. Os autores utilizaram diferentes métodos para diferentes objetivos: o método Mosteller 3 (MM3), que produz uma medida de precisão geral da pesquisa para verificar a magnitude do erro para cada pesquisa eleitoral; e o método de estimação do erro para cada candidato (MEEC) para investigar a existência de um viés favorável a certos partidos.

Os resultados encontrados por Gramacho (2013) revelam erros superiores às margens informadas à Justiça Eleitoral, mas que não permitem conclusões estatisticamente significativas acerca da precisão das pesquisas. Não foram encontradas diferenças significativas entre o desempenho dos institutos de pesquisa e nenhum partido ou conjunto de partidos posicionados à esquerda ou à direita foi prejudicado de modo generalizado. As maiores discrepâncias encontradas foram: i) em pesquisas realizadas com maior antecedência, ii) quando ainda no 1º turno, iii) em disputas pouco competitivas, iv) quando havia poucos candidatos e v) nas eleições de governadores.

No presente estudo, optou-se por utilizar as pesquisas relativas às intenções de votos nas pesquisas municipais, uma vez que há um maior número de observações. Optou-se, ainda, por utilizar os dados relativos às eleições municipais realizadas em 2016 e 2020. Foram utilizadas apenas pesquisas eleitorais de véspera, tendo em vista a proximidade entre a pesquisa realizada e o evento correspondente. Para uma maior uniformidade dos dados usados na análise, optou-se por considerar pesquisas realizadas por uma mesma instituição. Além disso, este trabalho escolheu trabalhar apenas com dados do segundo turno, pois deste modo os pares terão magnitudes similares, o que torna a comparação mais intuitiva e robusta.

Além disso, foi feita a classificação dos partidos políticos brasileiros dentro de um espectro político (esquerda, centro e direita), a partir de um indicador que desenvolvemos com base nas orientações dos partidos para as votações na Câmara dos deputados nos anos de 2016 e 2020. A classificação dos partidos é um pressuposto para realizarmos a análise pretendida. Assim, foi necessário, na ausência de uma metodologia já consagrada para esse fim, desenvolver uma forma, ou indicador, que possibilitasse posicionar os partidos dentro de um espectro político. Optamos por considerar a orientação dos partidos para determinadas votações, por entendermos que tais orientações são manifestações institucionalizadas para os temas selecionados. A escolha dos anos selecionados se justifica por coincidir com período das eleições consideradas para a pesquisa. Reconhecemos ainda, que não há necessariamente uma transferência dos arranjos nacionais para os de nível local, contudo, há que se considerar que o partido é considerado como uma instituição única de abrangência nacional. Tal entendimento pode ser extraído do art. 5º da Lei 9.096/95, conhecida como Lei dos Partidos Políticos, “a ação do partido tem caráter nacional e é exercida de acordo com seu estatuto e programa”. No parágrafo 1º do art. 7º, dessa mesma lei é ainda colocado que “só é admitido o registro de estatuto de partido político que tenha caráter nacional [...]” (BRASIL 1995).

Após o cálculo do indicador relativo à orientação do partido, construímos uma base de dados com as proporções de votos válidos dos candidatos de todos os municípios que foram ao segundo turno e que tiveram a pesquisa eleitoral divulgada na véspera da eleição. Foram encontrados dados para 25 municípios em 2016 e outros 25 para 2020. Dessas 50 eleições utilizadas, descartamos todas aquelas em que os partidos eram do mesmo espectro político de acordo com o indicador relativo ao espectro político. Feito isso restaram 16 observações em nossa base de dados para 2016 e 15 para 2020. Em seguida, realizamos quatro testes estatísticos pareados, um paramétrico (teste t pareado) e três não paramétricos (teste de postos com sinal de Wilcoxon, teste de permutação para replicações emparelhadas e o teste Wilcoxon-Mann-Whitney).

Os resultados apontam que em 2016 não há evidências de viés de espectro político entre os resultados das pesquisas e os das urnas. Porém, em 2020 foi encontrado viés de espectro político em boa parte dos testes. Tendo em vista a importância das pesquisas eleitorais para o “jogo democrático”, consideramos que os nossos resultados demonstram a necessidade de se aprofundar o debate sobre possíveis aprimoramentos metodológicos para as pesquisas eleitorais futuras.

2. TESTE ESTATÍSTICOS

Nesta seção apresentamos uma visão geral da Inferência não-paramétrica, a sua diferença para a Inferência paramétrica e suas principais vantagens. Apresentamos os testes de

hipóteses não paramétricos e suas pressuposições, assim como a justificativa da escolha deles para realizar a análise dos dados.

2.1 Testes paramétricos e não paramétricos

Os testes estatísticos podem ser classificados em paramétricos e não paramétricos. Os testes paramétricos dependem de pressuposições sobre a distribuição dos dados e sobre parâmetros populacionais. Por outro lado, os testes não paramétricos não pressupõem a distribuição e sobre parâmetros populacionais e são “livres de distribuição”.

Os testes paramétricos consideram uma variedade de fortes suposições, incluindo observações independentes, com distribuição normal e, no caso de análise referente a dois grupos, as populações precisam ter a mesma variância (ou pelo menos a razão entre variâncias precisa ser conhecida). Se tais suposições são válidas, estes testes são os mais prováveis entre todos em rejeitar a hipótese nula (H_0) quando H_0 é falsa, ou seja, quando os dados da pesquisa podem ser analisados apropriadamente por um teste paramétrico, este teste será mais poderoso que qualquer outro (SIEGEL e CASTELLAN JR., 2006).

Deve-se notar, entretanto, que se as suposições não são atendidas pelos dados da pesquisa, ou seja, o poder associado ao mesmo não pode ser garantido. É nesse contexto que os testes não paramétricos se tornam úteis. Quanto menor o número de pressuposições que definem um particular modelo estatístico ou quanto mais fracas elas forem, menor é a necessidade de qualificar a decisão tomada por meio do teste estatístico associado.

2.2 Testes de hipóteses não-paramétricos envolvendo replicações emparelhadas ou amostras independentes

Os testes de hipóteses envolvendo replicações emparelhadas são úteis quando se deseja estabelecer se dois tratamentos são diferentes ou se um tratamento é “melhor” do que outro. Nestes casos, o pesquisador possui dois grupos de observações em que se deseja comparar o grupo que foi exposto a um determinado tratamento com o grupo que não foi exposto a nenhum tratamento (ou que tenha sido exposto a outro tratamento). Em comparações de dois grupos, muitas vezes são observadas diferenças significativas entre os grupos, as quais não são efeitos do tratamento. Nesse sentido é que os testes com replicações emparelhadas se tornam uma alternativa para superar essa dificuldade, dado que seu objetivo é selecionar pares de sujeitos que sejam tão parecidos quanto possível com relação a qualquer variável que possa influenciar o resultado. As replicações emparelhadas podem ser usadas de modo que cada observação possa ser comparada com seu próprio controle. A mesma observação pode servir como seu próprio controle se exposta a diferentes tipos de tratamentos em momentos distintos.

O presente trabalho utiliza como variável de interesse a proporção de votos do candidato mais à direita no segundo turno⁴. Assumimos que esse percentual possui um valor real, e que as pesquisas eleitorais de véspera são um tipo de mensuração desse valor, assim como os resultados da eleição, de modo que o que difere é apenas o instrumento de mensuração.

O método paramétrico tradicional para realizar o tipo de comparação que este artigo busca é o teste t pareado, que se baseia no *escore-diferença*, que é a diferença de dois escores

⁴ Como o par ordenado é o percentual de um candidato nas pesquisas eleitorais de véspera e no resultado das eleições, analisar o candidato mais à direita produz os mesmos resultados se fosse feita a análise com o candidato mais à esquerda. Isto acontece, pois, considerando o percentual de votos válidos, o percentual do candidato mais à direita é 100% menos o percentual do candidato mais à esquerda.

de cada observação submetida aos diferentes tipos de tratamento. Esse teste assume que os escores-diferença são extraídos independentemente de uma distribuição normal. Acreditamos que o teste *t* pareado pode não ser adequado para o objetivo deste artigo por dois motivos: *i)* as suposições de normalidade, homocedasticidade e independência dos escore-diferença pode não ser respeitada (principalmente as duas últimas, devido às diferentes margens de erro das pesquisas) e; *ii)* os resultados podem ser de difícil generalização.

Nesse sentido, aplicamos três testes não-paramétricos para verificar se existe alguma diferença na estimativa da proporção de votos dos candidatos mais à direita nas pesquisas divulgadas na véspera das eleições em relação à proporção de votos dos candidatos mais à direita nos resultados das eleições: o teste de postos com sinal de Wilcoxon, o teste de Permutação para replicações emparelhadas e o teste de *U* de Mann-Whitney. Os dois primeiros testes pertencem à classe dos testes não-paramétricos de replicações emparelhadas. O último teste pertence à classe de testes estatísticos para dois grupos independentes, para o caso de duas amostras independentes. Esse tipo de teste busca determinar se diferenças nos grupos constituem evidências relevantes estatisticamente de que há uma diferença no processo aplicado a elas.

2.2.1 Teste de postos com sinal de Wilcoxon.

O teste de postos com sinal de Wilcoxon utiliza a informação da direção das diferenças dentro dos pares, bem como, suas magnitudes, dando maiores pesos a pares que apresentam grandes diferenças. Este teste é amplamente utilizado por cientistas do comportamento para a análise de amostras pareadas ou de um mesmo indivíduo sujeito a dois tratamentos diferentes. Alguns exemplos de aplicações são: *i)* avaliação na tomada de decisão de um prisioneiro, *ii)* avaliação de sinais visuais no processamento de informações auditivas e *iii)* avaliação das creches na percepção social das crianças.

Este teste demanda uma amostra pareada de tamanho n em que o primeiro termo do par - a proporção de intenção de voto estimada para o candidato mais à direita na pesquisa eleitoral de véspera da eleição é representada por X e o segundo termo do par - a proporção de votos do candidato mais à direita no resultado da eleição é representada por Y . Considerando que $d_i = X_i - Y_i$ é o escore-diferença para o i ésimo par, o primeiro passo para realizarmos o teste de Wilcoxon é ordenar todos os d_i 's sem considerar o sinal e fixar os postos com base na ordenação, isto é, o posto 1 é atribuído ao menor $|d_i|$, o posto 2 ao segundo menor, etc. Feito isso, o próximo passo é multiplicar o posto pelo sinal da diferença do par, de modo a caracterizar quais postos surgiram de d_i 's negativos e quais surgiram de d_i 's positivos.

A hipótese nula do teste é que os tratamentos X e Y são equivalentes, ou seja, que os dados são provenientes de amostras de populações com a mesma mediana e com a mesma distribuição. Logo, se a hipótese nula for verdadeira espera-se d_i 's distribuídos aleatoriamente conforme o sinal, ou seja, d_i 's positivos e negativos distribuídos igualmente para X e Y , de forma que se somássemos todos os d_i 's o resultado seria um valor próximo de 0. Contudo, se esta soma for muito diferente de 0 podemos inferir que o tratamento X é diferente do tratamento Y . Seja T^+ a soma dos postos dos d_i 's positivos. Segundo Siegel e Castellan Jr. (2006), para n maior do que 15 temos que T^+ segue uma distribuição aproximadamente normal com média $\mu_{T^+} = n(n + 1)/4$ e variância $\sigma_{T^+}^2 = n(n + 1)(2n + 1)/24$.

2.2.2 Teste de permutação para replicações emparelhadas.

O teste de permutação para replicações emparelhadas nos permite obter a probabilidade da ocorrência de um evento quando a hipótese nula é verdadeira sem fazer nenhuma suposição sobre normalidade, distribuição ou homogeneidade da variância. Os testes de permutação são os mais poderosos entre as técnicas não-paramétricas e são apropriados sempre que a mensuração dos valores dos escores têm significado numérico, como no caso do presente artigo.

Este teste supõe que para cada replicação emparelhada, os dois escores observados são atribuídos aleatoriamente aos dois tratamentos, ou seja, que o par nos forneceria estes dois escores independentemente do tratamento, e que se calculássemos os escores-diferença entre os tratamentos, essas diferenças, sob a suposição de atribuição aleatória, teriam a mesma chance de serem positivas ou negativas.

Para um tamanho de amostra n , se a hipótese nula for verdadeira existem 2^n resultados igualmente prováveis. Para cada resultado possível existe uma soma das diferenças correspondente, $\sum_n d_i$. Se a hipótese nula for verdadeira, devemos esperar que muitos dos possíveis $\sum_n d_i$ estão próximos de zero. Por outro lado, se existirem muitos $\sum_n d_i$ distantes de zero, teríamos evidências para rejeitar a hipótese nula. Para testar a hipótese nula de que os tratamentos são iguais deve-se estabelecer uma região de rejeição consistindo das combinações onde $\sum_n d_i$ é grande.

2.2.3 Teste de Wilcoxon-Mann-Whitney.

O teste Wilcoxon-Mann-Whitney é adequado para testar duas amostras independentes que resultam da aplicação aleatória de dois tratamentos à alguma população única cuja origem é arbitrária, buscando verificar se essas duas amostras independentes foram extraídas de uma mesma população. Suponha duas amostras, X e Y e a hipótese nula de que X e Y possuem a mesma distribuição, ou que foram selecionadas da mesma população. A hipótese alternativa é de que X (ou Y) é estocasticamente maior do que Y (ou X). A hipótese nula é rejeitada se a probabilidade de que um escore de X seja maior do que um escore de Y é maior do que $1/2$. Rejeitar a hipótese nula implica dizermos que “parte essencial” dos elementos de X é maior do que parte essencial dos elementos de Y. Desse modo, podemos descrever o teste de hipóteses unilateral da seguinte maneira: $H_0: P[X > Y] = 1/2$ vs $H_1: P[X > Y] > 1/2$.

Suponha que m seja o número de casos na amostra do grupo X e n o número de casos na amostra do grupo Y⁵. O primeiro passo para aplicar o teste de Wilcoxon-Mann-Whitney é ordenarmos as observações de ambos os grupos, de modo a obtermos os postos das observações. A estatística usada no teste Wilcoxon-Mann-Whitney é a soma dos postos de um determinado grupo, exemplificando com o grupo X, seria W_X . É possível demonstrar que a soma dos primeiros N números naturais é $\frac{N(N+1)}{2}$, valor que se chega se somarmos W_X e W_Y . Desse modo, se a hipótese nula for verdadeira, é esperado que a média dos postos em cada um dos grupos fosse próxima. Se a soma dos postos para um grupo é muito maior do que a do outro grupo, isso indica uma evidência para acreditarmos que os grupos não foram extraídos da mesma população (SIEGEL e CASTELLAN JR., 2006).

⁵ Cabe ressaltar aqui que, para o caso deste artigo, estamos considerando replicações emparelhadas, de modo que $m = n$.

À medida que m e n crescem, a distribuição amostral da estatística de teste W_X aproxima-se rapidamente de uma distribuição normal, com média $\frac{m(N+1)}{2}$ e variância $\frac{mn(N+1)}{12}$. Essa aproximação é válida para $m > 10$ ou $n > 10$.

3. BASE DE DADOS

Visto a necessidade de classificar os partidos políticos dentro de um espectro político (esquerda, centro e direita) para a realização das análises estatísticas pretendidas, estabelecemos como critério o posicionamento do partido diante das votações legislativas na câmara dos deputados em uma determinada sessão legislativa, período que vai de 2 de fevereiro a 17 de julho e de 1º de agosto a 22 de dezembro, conforme art. 57 da Constituição Federal (BRASIL, 1988). Mesmo sabendo que as pesquisas eleitorais analisadas são para prefeito e que os arranjos locais partidários podem não ter uma fiel correspondência aos arranjos nacionais, optamos, pela necessidade uma classificação única para cada um dos partidos, por considerar o posicionamento no legislativo federal. Além disso, conforme já mencionado na introdução desse trabalho, os partidos são entidades de abrangência nacional.

Como as pesquisas eleitorais que estamos analisando correspondem às eleições para prefeitos dos anos de 2016 e 2020, consideramos, inicialmente, as votações que ocorreram durante o ano de 2016 e as votações de 2020 para a classificação dos partidos. Contudo, como o ano de 2020 foi um ano atípico para os trabalhos realizados na câmara dos deputados, em decorrência da pandemia da COVID-19⁶, optamos por utilizar os dados relativos às votações de 2019 para classificar os partidos. Outro ponto a ser destacado é que, como o período para os anos escolhidos é curto (quatro anos), supomos que os partidos têm posições estanques dentro desse lapso temporal, ou seja, que o posicionamento frente a determinadas temáticas dificilmente sofreria uma grande modificação. Dessa forma, iremos fazer uma única classificação para as duas eleições que estão sendo analisadas.

Além disso, consultamos no sítio eletrônico da câmara dos deputados⁷ todas as votações. Diante da identificação das votações, consideramos para nossa análise somente aquelas em que houve um mínimo de 30% de votos divergentes. Tal escolha, se justifica uma vez que o objetivo é classificar os partidos pelo seu espectro político e as votações em que não há divergência ou que a divergência é pequena (abaixo de 30%) não nos auxiliaria ou auxiliariam pouco nessa tarefa. Obtivemos assim, 42 votações de 2016 e 70 votações de 2019, ou seja, um total de 112 votações.

Construímos uma base de dados com todos os partidos que participaram ao menos de uma votação dentro do período considerado e a identificação de quais votações cada um desses partidos participou. Para cada uma das votações os partidos receberam um dos seguintes “valores”: “sim”, “não”, “liberado” ou “obstrução”, para a atribuição de tais valores foi considerado a informação disponível no sítio eletrônico da câmara dos deputados. “Sim” representa a orientação partidária para a votação favorável de seus parlamentares ao PL/PEC analisado, “Não” representa a orientação partidária para votação contrária ao PL/PEC, “Liberado” representa os casos em que o partido não forneceu uma orientação partidária e

⁶ Neste ano só há o registro das votações que ocorreram até o dia 18/03/2020.

⁷ <https://www2.camara.leg.br/atividade-legislativa/plenario/resultadoVotacao>

“Obstrução” representa os casos em que a orientação do partido era por tentar adiar a votação⁸. Feito isso, com o intuito de criar um indicador para cada um dos partidos, substituímos os valores acima descritos por -1, 1, 0 e *NA*⁹, para cada uma das votações que o partido participou utilizando os critérios abaixo.

Os partidos PT, PSOL e PCdoB foram considerados como uma espécie de “fiel da balança”, de forma que os partidos que adotaram a mesma orientação partidária para votação à pelo menos dois desses partidos (“sim” ou “não”) foi considerado como tendo um posicionamento próximo aquele esperado aos partidos que estariam à esquerda do espectro político e atribuído o valor de -1. De outra forma, os partidos que adotaram uma orientação contrária (“sim” e/ou “não”) à pelo menos dois dentre os partidos PT, PSOL e do PCdoB foi atribuído o valor 1, por considerarmos que houve um posicionamento próximo aquele esperado aos partidos que estariam à direita do espectro político. Nos casos em que houve a liberação dos parlamentares para votação foi atribuído o valor 0. E, por fim, nos casos em que a orientação foi pela obstrução ou nos casos em que não havia informação no sítio eletrônico da câmara dos deputados foi atribuído *NA*. Diferenciamos a liberação da obstrução por considerar que no primeiro caso o partido adotou uma postura de neutralidade e assim o valor atribuído deveria influir no cálculo final do indicador do partido, já no segundo caso o artifício da “obstrução” não permite identificar se o objetivo era adiar a votação pôr o partido ser contrário ou favorável à aprovação do PL e não deveria influenciar no cálculo da medida. Atribuídos os valores para todos os partidos e votações calculamos um indicador que varia de -1 a 1 para cada partido, utilizando a média dos valores recebidos em cada uma das votações, de forma que os valores próximos de -1 identifica os partidos mais à esquerda, os valores próximos de 0 os partidos de centro e os valores próximos de 1 os partidos mais à direita. Os resultados são apresentados na Tabela 1.

Para testar a sensibilidade do indicador criado, seguimos os mesmos passos feitos só que agora os partidos DEM, PSL e NOVO foram considerados como a referência para os partidos de direita, de forma que os partidos que adotaram a mesma orientação partidária para votação à pelo menos dois desses partidos (“sim ou “não) foi considerado como tendo um posicionamento próximo aquele esperado aos partidos que estariam à direita do espectro político e atribuído o valor de 1. O indicador de espectro político com base nos partidos de direita pode ser solicitado aos autores mediante o envio de um e-mail. Tal procedimento, de teste de sensibilidade, nos permite afirmar que o indicador criado é robusto, uma vez que a variação entre os indicadores criados a partir dos dois procedimentos é muito pequena.

⁸ Conforme explicado no sítio eletrônico da câmara dos deputados: “Recurso utilizado pelos parlamentares, em uma Casa legislativa, com o objetivo de impedir o prosseguimento dos trabalhos e ganhar tempo dentro de uma ação política. Os mecanismos mais utilizados são os pronunciamentos, pedidos de adiamento da discussão e da votação e saída do Plenário para evitar quorum.”.

⁹ *NA* é uma sigla comumente usada em bases de dados para representar a ausência de um valor, ou a falta de informação. Ela vem do termo em inglês “Not Available”, que significa “Não disponível”.

Tabela 1 - Resultado do indicador de espectro político.

Partidos	Quantidade	-	+	Obstrução	Liberado	Indicador
Avante	23	6	17	0	0	0,48
CIDADANIA	57	19	33	0	5	0,25
DEM	109	22	83	1	4	0,56
NOVO	78	8	70	0	0	0,79
Patriota	34	2	30	1	2	0,82
PCdoB	97	93	4	3	0	-0,92
PDT	108	92	5	4	11	-0,81
PEN	43	15	24	0	4	0,21
PHS	36	11	22	0	3	0,31
PL	57	26	29	0	2	0,05
PMB	25	22	2	2	1	-0,80
PMN	16	13	3	0	0	-0,63
MDB	100	38	55	1	7	0,17
Podemos	60	14	30	1	16	0,27
PP	111	36	68	1	7	0,29
PPS	63	17	46	1	0	0,46
PR	44	14	27	1	3	0,30
PROS	65	20	41	0	4	0,32
PRP	6	0	6	0	0	1,00
PRTB	1	0	1	0	0	1,00
PSB	110	70	28	1	12	-0,38
PSC	96	38	51	0	7	0,14
PSD	111	28	71	0	12	0,39
PSDB	101	20	69	0	12	0,49
PSL	102	13	81	0	8	0,67
PSOL	98	84	14	9	0	-0,71
PTN	38	11	20	0	7	0,24
PTB	99	34	58	1	7	0,24
PTC	9	7	1	0	1	-0,67
PT	109	108	0	3	1	-0,99
PTdoB	38	11	20	0	7	0,24
PV	83	30	46	0	7	0,19
REDE	44	33	11	3	0	-0,50
Republicanos*	102	37	62	1	3	0,25
Solidariedade	106	36	61	1	9	0,24

Nota: * O antigo nome do partido político Republicanos era Partido Republicano Brasileiro (PRB). A mudança foi homologada pelo TSE em 15/8/2019.

Construído o indicador, coletamos as proporções de votos válidos dos candidatos de todos os municípios que foram ao segundo turno e que tiveram a pesquisa eleitoral divulgada

na véspera da eleição. Cabe destacar novamente que todas as pesquisas utilizadas foram feitas por um mesmo instituto. Escolhemos apenas este instituto por dois motivos: *i)* Apenas mais um instituto realizou pesquisas eleitorais de véspera para o segundo turno nos anos em questão, contudo, o quantitativo era pequeno, motivo pelo qual resolvemos não considerar; *ii)* As pesquisas eleitorais do instituto escolhido são as noticiadas nas principais mídias do país. Ao todo foram coletados dados para 25 municípios em 2016 e o mesmo quantitativo para 2020, porém não os mesmos (vide Tabelas 2 e 3).

Tabela 2 - Eleições municipais de 2016.

Município/ Estado	Partido A	Partido B	Pesquisa A	Pesquisa B	Resultado A	Resultado B	Margem de Erro
Rio de Janeiro/ RJ	PRB	PSOL	57,33	42,67	59,36	40,64	3%
Niterói/RJ	PV	PSB	62,67	37,33	58,59	41,41	4%
Ribeirão Preto/ SP	PSDB	PDT	51,35	48,65	56,94	43,06	3%
Sorocaba/SP	DEM	PSOL	55,81	44,19	58,48	41,52	4%
Maceió/AL	PSDB	MDB	63,52	36,48	60,27	39,73	4%
Macapá/AP	REDE	MDB	60,21	39,79	60,50	39,50	4%
Manaus/AM	PSDB	PR	54,02	45,98	55,96	44,04	3%
Fortaleza/CE	PDT	PR	52,27	47,73	53,57	46,43	3%
Caucaia/CE	PMB	PSDB	58,82	41,18	54,23	45,77	4%
Vitória/ES	PPS	SD	51,13	48,87	51,19	48,81	4%
Goiânia/GO	MDB	PSB	56,81	43,29	57,70	42,30	4%
São Luís/MA	PDT	PMN	52,17	47,83	53,94	46,06	3%
Cuiabá/MT	MDB	PSDB	60,49	39,51	60,41	39,59	4%
Campo Grande/ MS	PSD	PSDB	55,69	44,31	58,77	41,23	4%
Belo Horizonte/ MG	PHS	PSDB	53,16	46,84	52,98	47,02	3%
Juiz de Fora/ MG	MDB	PT	59,75	40,25	57,87	42,13	4%
Belém/PA	PSDB	PSOL	50,57	49,43	52,33	47,67	4%
Curitiba/PR	PMN	PSD	50,61	49,39	53,25	46,75	3%
Recife/PE	PSB	PT	59,09	40,91	61,30	38,70	3%
Porto Alegre/RS	PSDB	MDB	55,00	45,00	60,50	39,50	3%
Porto Velho/RO	PSDB	PTB	62,06	37,94	65,15	34,85	4%
Joinville/SC	MDB	PSD	51,16	48,84	55,60	44,40	4%
Florianópolis/ SC	MDB	PP	55,00	45,00	50,26	49,74	3%
Aracaju/SE	PSB	PC do B	51,16	48,84	47,89	52,11	4%

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3 - Eleições municipais de 2020.

Município/ Estado	Partido A	Partido B	Pesquisa A	Pesquisa B	Resultado A	Resultado B	Margem de Erro
São Paulo/SP	PSDB	PSOL	57,14	42,86	59,38	40,62	3%
Ribeirão Preto/ SP	PSDB	PSB	61,18	38,82	63,16	36,84	4%
Campinas/SP	Republicanos	PL	54,79	45,21	57,07	42,93	4%
Rio de Janeiro/ RJ	DEM	Republicanos	67,50	32,50	64,07	35,93	3%
Fortaleza/CE	PDT	PROS	60,67	39,33	51,69	48,31	3%
Manaus/AM	AVANTE	PODEMOS	52,38	47,62	51,27	48,73	4%
Recife/PE	PSB	PT	50,00	50,00	56,27	43,73	3%
Porto Alegre/ RS	MDB	PC do B	51,14	48,86	54,63	45,37	3%
Belém/PA	PSOL	Patriota	57,95	42,05	51,76	48,24	4%
São Luís/MA	PODEMOS	Republicanos	54,34	45,66	55,53	44,47	3%
Maceió/AL	PSB	MDB	57,14	42,86	58,64	41,36	4%
Teresina/PI	MDB	PSDB	68,13	31,87	62,31	37,69	4%
João Pessoa/PR	PP	MDB	57,32	42,68	53,16	46,84	4%
Vitória/ES	Republicanos	PT	50,00	50,00	58,50	41,50	4%
Serra/ES	PDT	Rede	62,07	37,93	54,90	45,10	5%
Cuiabá/MT	MDB	PODEMOS	50,00	50,00	51,15	48,85	4%
Porto Velho/RO	PSDB	PP	60,00	40,00	54,45	45,55	4%
Rio Branco/AC	PP	PSB	65,60	34,40	62,93	37,07	4%
Aracaju/SE	PDT	Cidadania	62,35	37,65	57,86	42,14	4%
Cariacica/ES	DEM	PT	51,19	48,81	58,69	41,31	5%
Vila Velha/ES	PODEMOS	PSDB	71,11	28,89	69,03	30,97	5%
Macapá/AP	Cidadania	DEM	53,84	46,16	55,67	44,33	4%
Caucaia/CE	PSD	PROS	61,90	38,10	48,92	51,08	3%
Goiânia/GO	MDB	PSD	63,53	36,47	52,60	47,40	4%

Fonte: Elaboração própria

Destes 25 municípios em cada ano descartamos todos os municípios em que os partidos eram do mesmo espectro político, de acordo com o levantamento feito na Tabela 1. Consideramos de mesmo espectro político os partidos para os quais diferença do indicador foi menor do que 0,30. Feito isso ficamos com 16 em 2016 e 15 em 2020.

A Tabelas 4 apresenta os dados das eleições municipais de 2016 e 2020 que efetivamente foram utilizados nessa pesquisa. Definimos na coluna “Partido mais à esquerda” os partidos de espectro político mais à esquerda comparativamente com o adversário, e na coluna “Partido mais à direita” os mais à direita.

Tabela 4 - Eleições municipais de 2016 e 2020.

Município/Estado	Partido mais à esquerda	Partido mais à direita	% Pesquisa (esquerda)	% Pesquisa (direita)	% Urna (esquerda)	% Urna (direita)
<i>2016</i>						
Rio de Janeiro/RJ	PSOL	PRB	42,67	57,33	40,64	59,36
Ribeirão Preto/SP	PDT	PSDB	48,65	51,35	43,06	56,94
Sorocaba/SP	PSOL	DEM	44,19	55,81	41,52	58,48
Macapá/AP	REDE	MDB	60,21	39,79	60,5	39,5
Fortaleza/CE	PDT	PR	52,27	47,73	53,57	46,43
Caucaia/CE	PMB	PSDB	58,82	41,18	54,23	45,77
Niterói/RJ	PSB	PV	37,33	62,67	41,41	58,59
Goiânia/GO	PSB	PMDB	43,29	56,81	42,3	57,7
Juiz de Fora/MG	PT	PMDB	40,25	59,75	42,13	57,87
Belém/PA	PSOL	PSDB	49,43	50,57	47,67	52,33
Curitiba/PR	PMN	PSD	50,61	49,39	53,25	46,75
Recife/PE	PT	PSB	40,91	59,09	38,7	61,3
Porto Alegre/RS	MDB	PSDB	45,00	55,00	39,50	60,50
Maceió/AL	MDB	PSDB	36,48	63,52	39,73	60,27
Cuiabá/MT	MDB	PSDB	60,49	39,51	60,41	39,59
Aracaju/SE	PC do B	PSB	48,84	51,16	52,11	47,89
<i>2020</i>						
São Paulo/SP	PSOL	PSDB	42,86	57,14	40,62	59,38
Ribeirão Preto/SP	PSB	PSDB	38,82	61,18	36,84	63,16
Fortaleza/CE	PDT	PROS	60,67	39,33	51,69	48,31
Macapá/AP	Cidadania	DEM	53,84	46,16	55,67	44,33
Recife/PE	PT	PSB	50,00	50,00	43,73	56,27
Porto Alegre/RS	PC do B	MDB	48,86	51,14	45,37	54,63
Belém/PA	PSOL	Patriota	57,95	42,05	51,76	48,24
Maceió/AL	PSB	MDB	57,14	42,86	58,64	41,36
Rio de Janeiro/RJ	Republicanos	DEM	32,50	67,50	35,93	64,07
Vitória/ES	PT	Republicanos	50,00	50,00	41,5	58,5
Serra/ES	PDT	Rede	62,07	37,93	54,9	45,1
Teresina/PI	MDB	PSDB	68,13	31,87	62,31	37,69
Rio Branco/AC	PSB	PP	44,4	65,6	37,07	62,93
Aracaju/SE	PDT	Cidadania	62,35	37,65	57,86	42,14
Cariacica/ES	PT	DEM	48,81	51,19	41,31	58,69

Fonte: Ibope.

4. RESULTADOS

Antes de realizar os ajustes nos testes mencionados, avaliamos o cumprimento dos três pressupostos necessários para a aplicação do teste t pareado. Um fato que pode ferir as pressuposições de independência e homocedasticidade dos resíduos é o fato das pesquisas eleitorais possuírem diferentes margens de erro. A respeito deste fato, necessariamente essas pressuposições serão desrespeitadas para pesquisas em que as margens de erro são diferentes, pois, teoricamente, pesquisas com margens de erro menores produzem estimativas mais precisas, ou seja, com menos variabilidade. Contudo, verificamos os pressupostos para os dados em questão.

Para a homocedasticidade dos resíduos, que no presente caso é a diferença (escore) entre o par (% do partido mais à direita na pesquisa, % do partido mais à direita na urna), utilizamos os testes de Levene e de Bartlett (LEVENE, 1960; BARTLETT, 1937). Ambos os testes comparam as variâncias entre grupos da sua variável relacionada. Realizamos os testes para todos 48 pares apresentados nas Tabelas 2 e 3 e relacionamos o escore de cada um com sua respectiva margem de erro. Ambos os testes, a um nível de 5% de significância, não rejeitaram a hipótese nula de que os escores são homocedásticos.

Para a independência dos escores utilizamos o teste de Durbin-Watson (DURBIN e WATSON, 1950). A estatística resultante do teste é um valor que varia de 0 a 4, sendo que números próximos a 2 indica independência. Aplicando o teste para verificar a independência entre as pesquisas com diferentes margens de erro, ou seja, os 48 escores categorizados pelas margens de erro de suas pesquisas, a estatística de teste foi de 2,0651. Essa estatística possui um p-valor de 0,53, o que nos indica a não rejeição da hipótese nula de independência.

Para avaliação da normalidade dos escores realizamos dois testes: o teste de Shapiro e o teste de Kolmogorov-Smirnov (SHAPIRO e WILK, 1965; SMIRNOV, 1939). Ambos não rejeitaram a hipótese de normalidade dos resíduos para as duas bases (2016 e 2020) a um nível de 5% de significância. Portanto, todas as hipóteses do teste t pareado são respeitadas. Cabe ressaltar que essas pressuposições são respeitadas para o presente conjunto de dados, mas que, não necessariamente é garantida para outros conjuntos de dados da mesma natureza. Desse modo, os testes não-paramétricos são os mais aconselhados para este tipo de exercício, dado a inexistência dessas pressuposições.

Para produzirmos resultados consistentes e robustos, o presente artigo propôs o seguinte exercício estatístico: primeiramente realizamos os testes (não-paramétricos e paramétrico) com todos os dados dispostos nas Tabelas 1 e 2, ou seja, nos 16 pares de 2016 e 15 pares em 2020; em um segundo momento utilizamos a lógica do *bootstrap* para verificar se os resultados dos testes alteram caso retiremos um par aleatoriamente, ou seja, 15 pares em 2016 e 14 pares em 2020, resultando em 10 combinações para 2016 e 9 combinações para 2020¹⁰; seguindo a mesma lógica do *bootstrap* feito anteriormente, no terceiro momento retiramos dois pares aleatoriamente em ambos os anos, resultando em 45 combinações para 2016 e 36 combinações para 2020; seguindo a mesma lógica, retiramos três pares aleatoriamente em ambos os anos, resultando em 120 combinações para 2016 e 84 combinações para 2020 e; por fim, retiramos quatro pares aleatoriamente em ambos os anos, resultando em 210 combinações para 2016 e

¹⁰ Para todas as combinações feitas, apenas não retiramos os pares em que há uma clara diferença de espectro político entre os partidos. Os pares que não retiramos sempre possuíam um partido dentre estes: PT, PSOL ou PC do B. Em ambos os anos seis pares possuem um destes partidos, logo, estes pares não foram retirados nos exercícios de *bootstrap*.

126 combinações para 2020. O exercício de *bootstrap* funciona como um teste de robustez para os resultados encontrados, podendo ter duas justificativas plausíveis: *i)* verificar se os resultados são afetados por diferentes amostras e; *ii)* eliminar pares em que a definição de qual partido político é mais à direita (ou à esquerda) é pouco justificável (por este motivo que no exercício do *bootstrap* não retiramos os pares em que há uma clareza sobre o espectro político dos partidos).

As Tabelas 5 e 6 apresentam os resultados dos testes para os anos 2016 e 2020. As duas tabelas consideraram apenas a base completa e a primeira rodada de *bootstrap*.

Tabela 5 - Resultados dos testes paramétrico e não-paramétricos para 2016.

2016	n	Teste t (pareado)		Wilcoxon		U de Mann-Whitney		Permutação	
		Estatística t	P-Valor	T-	P-Valor	Estatística z	P-Valor	Estatística z	P-Valor
Base	16	-0,68	0,252	57	0,298	-0,30	0,390	-0,20	0,420
Comb. 1	15	-1,09	0,146	44	0,195	-0,48	0,326	-0,31	0,378
Comb. 2	15	-0,27	0,397	57	0,445	-0,15	0,451	-0,07	0,472
Comb. 3	15	-0,99	0,169	44	0,195	-0,39	0,357	-0,29	0,384
Comb. 4	15	-0,71	0,245	49	0,281	-0,39	0,357	-0,24	0,407
Comb. 5	15	-0,80	0,220	48	0,262	-0,39	0,357	-0,24	0,406
Comb. 6	15	-0,34	0,370	57	0,445	-0,31	0,387	-0,10	0,460
Comb. 7	15	-0,61	0,275	51	0,319	-0,15	0,451	-0,18	0,427
Comb. 8	15	-0,68	0,255	50	0,300	-0,35	0,372	-0,23	0,410
Comb. 9	15	-0,93	0,185	45	0,211	-0,44	0,341	-0,27	0,394
Comb. 10	15	-1,06	0,153	57	0,445	-0,06	0,484	-0,07	0,470

Nota: *, ** e *** são estatisticamente relevantes a um nível de 10%, 5% e 1%. “Base” considera todos os municípios de 2016, “Comb. 1” considera todos os municípios de 2016 exceto Rio de Janeiro/RJ, ..., “Comb. 10” considera todos os municípios de 2016 exceto Aracaju/SE.

Pelas 11 combinações da Tabela 5 (a primeira representa a base inteira e as demais possuem um par a menos retirado da amostra), podemos notar que para nenhum caso o p-valor do teste é menor do que 0,05. Desse modo, podemos afirmar, a um nível de 5% de significância, que não há evidências de que existe uma diferença estatística entre o percentual de votos para os candidatos mais à direita nas pesquisas eleitorais de véspera e o percentual de votos do resultado dos mesmos candidatos.

Tabela 6 - Resultados dos testes paramétrico e não-paramétricos para 2020.

2020	n	Teste t (pareado)		Wilcoxon		U de Mann-Whitney		Permutação	
		Estatística t	P-Valor	T-	P-Valor	Estatística z	P-Valor	Estatística z	P-Valor
Base	15	-3,26	0,003	14	0,003	-0,89	0,192	-0,99	0,160
Comb. 1	14	-3,14	0,004	12	0,004	-0,97	0,173	-1,01	0,156
Comb. 2	14	-3,89	0,001	8	0,002	-1,06	0,150	-1,17	0,122
Comb. 3	14	-2,89	0,006	14	0,007	-0,74	0,238	-0,85	0,199
Comb. 4	14	-3,54	0,002	20	0,003	-0,92	0,185	-1,05	0,147
Comb. 5	14	-2,93	0,006	14	0,007	-0,92	0,185	-0,99	0,162
Comb. 6	14	-2,89	0,006	14	0,007	-0,78	0,224	-0,89	0,187
Comb. 7	14	-3,74	0,001	8	0,002	-1,06	0,150	-1,13	0,130
Comb. 8	14	-2,98	0,005	14	0,007	-0,78	0,224	-0,95	0,170
Comb. 9	14	-3,59	0,002	10	0,003	-0,92	0,185	-1,04	0,150

Nota: *, ** e *** são estatisticamente relevantes a um nível de 10%, 5% e 1%. “Base” considera todos os municípios de 2020, “Comb. 1” considera todos os municípios de 2020 exceto São Paulo/SP, ..., “Comb. 9” considera todos os municípios de 2020 exceto Cariacica/ES.

Já na Tabela 6 podemos notar que, considerando as 10 combinações (novamente, a primeira representa a base inteira e as demais possuem um par a menos retirado da amostra), todos os casos são estatisticamente relevantes para os testes t pareado e Wilcoxon a um nível de significância de 5%. Por outro lado, considerando o mesmo nível de significância, nenhuma combinação teve relevância estatística para os testes de U de Mann Whitney e Permutação.

Seguindo o exercício estatístico proposto, o Gráfico 1 apresenta os p-valores dos testes paramétrico e não-paramétricos propostos em todas as combinações feitas utilizando a técnica de *bootstrap* retirando dois, três e quatro pares da nossa amostra. Ao total, foram 375 combinações (45 combinações retirando dois pares, 120 retirando três pares e 210 combinações retirando quatro pares) para 2016 e 246 combinações (36 combinações retirando dois pares, 84 combinações retirando três pares e 126 combinações retirando quatro pares) para 2020.

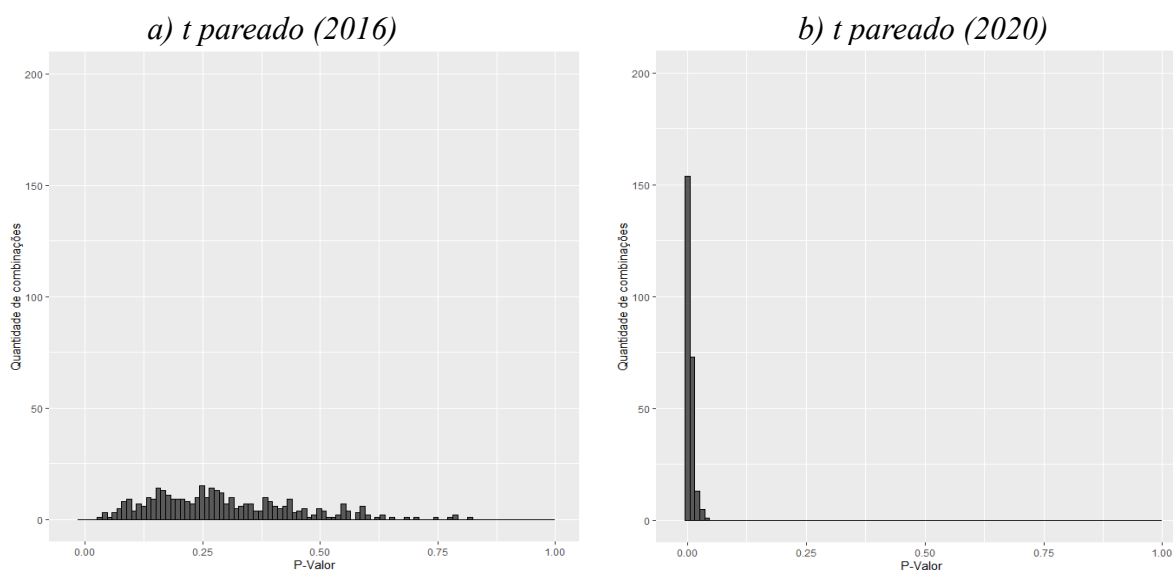




Gráfico 1. Testes paramétricos e não-paramétricos para todas as combinações propostas da amostra.

Fonte: Elaboração própria.

Podemos perceber pelo Gráfico 1 que a distribuição dos p-valores dos testes para 2016 é diferente da distribuição dos p-valores para 2020 para os testes. Para os primeiros dois testes (Painéis *a* a *d*) podemos notar que, para 2020, há uma concentração dos p-valores entre 0 e 0,05, indicando que há evidências para se afirmar com um nível de significância de 5% que as pesquisas eleitorais de 2020 realizadas pelo instituto considerado podem ter tido viés de espectro político. Para 2016, podemos notar que os p-valores são mais dispersos, e que existe uma pequena fração deles que está entre 0 e 0,05. Já para os dois últimos testes (Painéis *e* a *h*) podemos afirmar que, para 2016, nenhuma combinação produziu um p-valor relevante estatisticamente. Por outro lado, para 2020, os p-valores estão dispersos, com uma fração considerável abaixo de 0,10. A Tabela 7 sintetiza a magnitude dos p-valores encontrados considerando todos os testes e combinações feitas nesse artigo (base completa, *bootstrap* retirando um, dois, três e quatro pares).

Tabela 7 - P-valor dos testes estatísticos para todas as combinações de pares.

Teste	Ano	P-Valor			Total de Combinações
		[0,0.05]	(0.05, 0.10]	(0.10, 1.00]	
Teste t (pareado)	2016	1,04%	6,73%	92,23%	386
	2020	100%	0%	0%	256
Wilcoxon	2016	0,52%	2,85%	96,63%	386
	2020	99,60%	0,40%	0,00%	256
U de Mann-Whitney	2016	0%	1,30%	98,70%	386
	2020	10,55%	13,28%	76,17%	256
Permutação	2016	0%	0,52%	99,48%	386
	2020	14,06%	16,02%	69,92%	256

Fonte: Elaboração própria.

Podemos notar novamente que os padrões dos p-valores se diferem entre os anos analisados. Para os dois primeiros testes quase todas as combinações de 2020 são relevantes estatisticamente a um nível de 5% de significância, enquanto para 2016 quase nenhuma combinação se mostrou relevante ao mesmo nível. Para os dois últimos testes, todas as combinações de 2016 não foram relevantes estatisticamente a um nível de 5% de significância, enquanto para 2020 houve uma fração considerável que apresentou relevância estatística a um nível de 5% de significância (10,55% para o teste U de Mann-Whitney e 14,06% para o de Permutação) e uma fração um pouco maior se mostrou relevante estatisticamente a um nível de significância de 10% (13,28% para o teste U de Mann-Whitney e 16,02% para o de Permutação).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho analisou as pesquisas eleitorais municipais brasileiras de 2016 e 2020, realizadas por um determinado instituto, com o intuito de verificar se existe um possível viés de espectro político entre as pesquisas publicadas na véspera da eleição com o resultado efetivo das urnas.

Para alcançar o objetivo proposto utilizamos técnicas de inferência não-paramétrica e paramétrica para amostras pareadas. Para garantir a robustez dos resultados propomos exercícios estatísticos de *bootstrap*, de modo a verificar se a eliminação de pares em que a definição de qual partido político é mais à direita (ou à esquerda) é pouco justificável teria influência nos resultados.

Os resultados apresentados apontam que, para 2016, majoritariamente, todos os testes indicaram não haver evidências de viés de espectro político entre o resultado das pesquisas e das urnas. Já para 2020, todas as combinações se mostraram relevantes estatisticamente para o teste t pareado, enquanto 99,60% das combinações do teste de Wilcoxon também se mostraram relevantes. Para os testes U de Mann-Whitney e o de Permutação aproximadamente 10,55% e 14,06% das combinações analisadas, se mostraram relevantes estatisticamente a um nível de 5% de significância.

Considerando a análise empreendida, podemos afirmar que os resultados apresentados nesse trabalho não possuem uma correspondência direta com nenhum trabalho publicado na literatura nacional, tendo assim lançado luz sobre uma nova proposta de análise. Reiteramos que os resultados encontrados são frutos de uma primeira análise, considerando estimativas de intenção de votos produzidas apenas por um único instituto, de modo que é preciso estender essa pesquisa para mais casos, em mais anos e, possivelmente, para mais institutos de pesquisas.

REFERÊNCIAS

- Alvim, M., 2018. Eleições 2018: Como as pesquisas eleitorais influenciam a decisão do voto? **BBC News Brasil**. Disponível em: <https://www.bbc.com/portuguese/brasil-45740880>. Acesso em: 02.jan.2023.
- Bartlett, M. S., 1937. Properties of sufficiency and statistical tests. *Proceedings of the Royal Society of London*, 160(901), pp.268-282.
- Biroli, F. & Miguel, L. F. & Mota, F. F., 2011. Mídia, eleições e pesquisa de opinião no Brasil (1989-2010): um mapeamento da presença das pesquisas na cobertura eleitoral. *Revista Compolítica*, 1(1), pp.67-89.
- Bobbio, N., 1998. Democracia. In N. Bobbio & N. Matteucci & G. Pasquino (orgs). *Dicionário de Política*. Brasília: Editora Universidade de Brasília, pp.319-329.
- BRASIL, 1988. *Constituição da República Federativa do Brasil*. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm. Acesso em: 10.fev.2023.
- Durbin, J. & Watson, G. S., 1950. Testing for serial correlation in least squares regression: I. *Biometrika*, 37 (¾), pp.409-428.
- Fisichiella, D., 1988. Comportamento Eleitoral. In N. Bobbio & N. Matteucci & G. Pasquino (orgs). *Dicionário de Política*. Brasília: Editora Universidade de Brasília, pp.189-192.
- Fontenele, A. & Guazina, L., 2016. O uso de pesquisas eleitorais no columnismo político: uma comparação entre O Globo e La Nación nas eleições presidenciais de Brasil (2014) e Argentina (2015). *Revista Compolítica*, 6(1), pp.65-91.

Gramacho, W. G., 2013. À margem das margens? A precisão das pesquisas pré-eleitorais brasileiras em 2010. *Opinião Pública*, 19(1), pp.65-80.

Kolmogorov, A. N., 1933. Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione. *Giorn Dell'inst Ital Degli Att*, 4, pp.89-91.

Levene, H., 1960. Robust testes for equality of variances. *Contributions to probability and statistics*, I. Olkin: ed. Stanford Univ. Press, Stanford, pp.278-292.

Menezes, D. G., 2014. *Sondagens, voto e democracia: pesquisas eleitorais nas eleições municipais de Natal/RN - 2012*. Tese de Doutorado. Natal:Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

Mood, A. M., 1954. On the asymptotic efficiency of certain nonparametric two-sample tests. *The Annals of Mathematical Statistics*, 25(3), pp.514-522.

Mundim, P. S., 2018. O viés da cobertura política da imprensa nas eleições presidenciais brasileiras de 2002, 2006 e 2010. *Revista Brasileira de Ciência Política*, 25, pp.7-46.

Nogueira, E. F., 2012. As pesquisas eleitorais como condicionantes do jogo democrático. *Revista da Faculdade de Direito da UFMG*, 60, pp.95-120.

Schmitt-beck, R., 2015. Bandwagon Effect. In G. Mazzoleni (org). *The International Encyclopedia of Political Communication*. Nova Jersey: John Wiley & Sons, Inc. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/9781118541555.wbiepc015>. Acesso em 15 jun 2023

Shapiro, S. S. & Wilk, M. B., 1965. Na analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(¾), pp.591-611.

Siegel, S. & Castellan Jr., N. J., 2006. *Estatística não-paramétrica para ciências do comportamento*. Porto Alegre: Artmed Editora.

Smirnov, N. V., 1939. On the estimation of the discrepancy between empirical curves of distribution for two independent samples. *Bull. Math. Univ. Moscou*, 2(2), pp.3-14.

Weisberg, H. F., 2009. *The total survey error approach: A guide to the new science of survey research*. University of Chicago Press.