

Estimação do efeito de exposição midiática em campanhas eleitorais

Jeniffer Gonçalves[†]
Francis Petterini[‡]

Resumo: Existe evidência de que mídia pode influenciar eleições ao controlar a exposição de pessoas e ideias, mas a literatura que trata da estimação desses efeitos ainda está pouco desenvolvida. O artigo busca contribuir ao discutir uma abordagem de aferição implícita disso. Explora-se um modelo de escolha discreta para definir probabilidades de votos, de onde se derivam regressões de diferenças-em-diferenças e os resultados eleitorais são mimetizados a fim de simular de cenários contrafactuais. Em um exercício empírico, estima-se que a exposição midiática do PT no pleito para a prefeitura de São Paulo em 2016, em face da operação Laja Jato e do impeachment da ex-presidente Dilma Rousseff, seria tal que Dória (o candidato do PSDB eleito com 53,3% dos votos) e Haddad (do PT, que obteve 16,7%) teriam recebido 43,2% e 33,5% dos votos, respectivamente. Portanto, teria ocorrido segundo turno entre estes dois candidatos e o resultado final do pleito poderia ter sido outro.

Palavras-chave: exposição midiática, eleições, escolha discreta, diferenças-em-diferenças, contrafactuais.

Abstract: There is evidence that media can influence elections by controlling the exposure of people and ideas, but the literature dealing with the estimation of these effects is still underdeveloped. The article seeks to contribute by discussing an implicit assessment approach. A discrete choice model is explored to define voting probabilities, from which differences-in-differences regressions are derived and the electoral results are mimicked in order to simulate counterfactual scenarios. In an empirical exercise, it is estimated that the PT media exposure in 2016 election for the city of São Paulo, in the face of the Laja Jato operation and the impeachment of former president Dilma Rousseff, would be such that Doria (the PSDB elected candidate with 53.3% of the votes) and Haddad (of the PT, which obtained 16.7%) would have received 43.2% and 33.5% of the votes, respectively. Therefore, there would have been a second round between these two candidates and the final outcome of the suit could have been different.

Keywords: media exposure, elections, discrete choice, differences-in-differences, counterfactual.

JEL: C53, D72, K16.

Área 8: Econometria

[†] Doutoranda do PPGEco/UFSC. E-mail: jeniffer.g@posgrad.ufsc.br.

[‡] Professor do PPGEco/UFSC. E-mail: f.petterini@ufsc.br.

1. Introdução

Nas democracias modernas, os cidadãos elegem representantes para que estes tomem decisões de governo. Como a tarefa de informar os cidadãos recai sobre a mídia, esta pode influenciar eleições e decisões de governo ao controlar parcialmente a exposição de pessoas e ideias.

No Brasil, há vários casos documentados sobre a influência da mídia nesse sentido (AVELAR, 1992; AZEVEDO, 2006). Um exemplo emblemático seria o do pleito para a prefeitura de São Paulo em 1985, em que a vitória de Fernando Henrique Cardoso parecia certa até um jornalista perguntar, durante o último debate na TV, se o candidato acreditava em Deus. Entendendo que o assunto era delicado, FHC tentou evitar a resposta, mas acabou dizendo que não acreditava. Ao cabo, Jânio Quadros, o então segundo colocado nas pesquisas, venceu com uma pequena diferença de votos.

Na literatura acadêmica, Lazarsfeld, Berelson e Gaudet (1965) foram provavelmente os primeiros a estudar sistematicamente esse tema. Os autores analisaram entrevistas com eleitores norte-americanos na década de 1940, encontrando evidências de que diferentes formas de exposição midiática de candidatos influenciam a decisão do voto. Além disso, a influência seria filtrada dentro de grupos sociais, de forma que as pessoas mais engajadas em questões políticas absorvem as notícias e formam opiniões; depois, estas transmitem suas opiniões para os membros menos politizados do seu grupo, influenciando-os em última instância.

Esse padrão é corroborado por Lau (1982), Bartels (1993), Zaller (2002), Schmitt-Beck (2003) e Fridkin e Kenney (2011) ao analisarem dados de eleições na Grã-Bretanha, Espanha, Alemanha e nos EUA; e também é notado que: as informações mais frequentemente desconsideradas na decisão do voto são aquelas que não estão de acordo com uma característica a priori do grupo – e.g., uma notícia entendida como de “direita” é mais frequentemente ignorada por grupos que seriam de “esquerda”; e, além disto, enquanto os eleitores formam suas opiniões, as exposições que depreciam a imagem dos candidatos são as mais relevantes a fim de decidir em quer votar.

A despeito da importância do tema, porque envolveria a eventual manipulação da democracia e de tudo que dela decorre, nota-se a literatura acadêmica que trata da estimação do efeito de exposição midiática em campanhas eleitorais parece ainda pouco desenvolvida – em especial no Brasil. Possivelmente isso seja uma consequência das dificuldades em criar indicadores sobre a exposição midiática, ou da inacessibilidade dos microdados da maioria das pesquisas de opinião.

Nesse contexto, o presente artigo busca contribuir com a literatura ao discutir uma abordagem metodológica para aferir implicitamente o efeito da exposição midiática em campanhas eleitorais. A proposta consiste em uma sequência de três passos. Primeiro, explora-se um modelo de escolha discreta para definir uma probabilidade individual de voto. Segundo, a partir dessa função, deriva-se uma forma funcional para operacionalizar um modelo de diferenças-em-diferenças entre eleições, zonas eleitorais e opções de voto – em que implicitamente se deduz o efeito da exposição midiática. Terceiro, mimetizam-se os resultados observados nas zonas eleitorais a fim de simular cenários contrafactuais.

O primeiro desses passos não seria uma inovação metodológica na análise de eleições, porque há pelo menos quatro pesquisas que já usaram essa arcabouço para analisar escrutínios de diversos países – Glasgow (2001), Dow e Endersby (2004),

Iyengar e Hahn (2009) e Gallego et al. (2014). Entretanto, acredita-se que a proposta dos dois passos subsequentes seja inovadora, já que não se encontrou nada semelhante na revisão bibliográfica.

Para conduzir um exercício empírico, consideraram-se os últimos pleitos para a prefeitura de São Paulo por dois motivos principais. Primeiro, porque o PT lançou Fernando Haddad como candidato tanto na eleição de 2012, antes da exposição midiática de cunho negativo ao partido decorrente da operação Lava Jato e do impeachment da ex-presidente Dilma Rousseff, quanto na eleição de 2016, após a exposição. Segundo, porque eleição foi definida em um turno, o que não era esperado, dado que todas as pesquisas de intenção de voto indicavam dois turnos. Assim, esse último ponto permite a construção de um exercício contrafactual acerca da influencia da mídia na determinação do resultado da eleição.

Dessa forma, a disponibilidade dos microdados do Tribunal Superior Eleitoral (TSE) ao nível das zonas eleitorais possibilitou desenvolver o exercício, e assim estimar que o cenário contrafactual da exposição midiática negativa do PT seria tal que Dória (o candidato eleito do PSDB) e Haddad teriam recebido 43,2% e 33,5% dos votos válidos, respectivamente. Portanto, teria ocorrido segundo turno entre estes dois candidatos e o resultado final do pleito poderia ter sido outro.

Além dessa introdução, o artigo se divide em mais quatro seções. A seção 2 aborda a metodologia proposta. A seção 3 apresenta uma análise descritiva dos dados. A estimação do modelo é apresentada na seção 4, juntamente com a análise dos principais resultados encontrados. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais.

2. Metodologia

No contexto democrático contemporâneo, o eleitor opta por abster-se ou invalidar seu voto ao torná-lo branco ou nulo – o que costuma ser chamado de “não voto” na literatura que trata de eleições; ou, votar em algum candidato ou legenda. Na teoria da escolha, o primeiro caso é denominado de opção externa, e os demais são denominados de opções internas (TRAIN, 2009). Assim, o conjunto de opções é $\{j \in \mathbb{N}: 0 \leq j \leq J\}$, em que $j = 0$ representa a opção externa e $j \neq 0$ representa uma das J opções internas.

Definindo-se a utilidade de j por U_j , a alternativa a é racionalmente escolhida em detrimento da b se $U_a > U_b$ para todo $0 \leq a, b \leq J$ e $a \neq b$; e, ao se decompor a utilidade na forma $U_j = V_j + \varepsilon_j$, em que V_j representa um padrão de escolha e ε_j representa uma idiosincrasia do tomador de decisão, ocorre que $\Pr(U_a > U_b) = \Pr(\varepsilon_b - \varepsilon_a < V_a - V_b)$. Assim, usando a propriedade ordinal da utilidade, é possível normalizar $V_0 = 0$ e aplicar a teoria do valor extremo para deduzir que as probabilidades de escolha das opções externa e internas serão $\Pr_0 = (1 + \sum_{j \neq 0} \exp V_j)^{-1}$ e $\Pr_{a \neq 0} = \Pr_0 \exp V_a$, respectivamente (McFADDEN, 1984).

Em um escrutínio secreto, o pesquisador apenas observa a votação em zonas eleitorais ou unidades geográficas mais agregadas. Indexando essas unidades por $i = 1, \dots, n$, define-se s_{ij} como a fração de eleitores do local i que optaram por j , de forma que $\sum_{j=0}^J s_{ij} = 1$. Além disso, decompõe-se o padrão de escolha do local i para com a opção j na forma: $V_{ij} = u_i + v_j + \xi_{ij}$; em que u_i e v_j são padrões observáveis do local e da opção, respectivamente, e ξ_{ij} é um termo não observável. Logo, ao normalizar

$V_{i0} = 0$ e tratar s_{ij} como uma probabilidade a posteriori, tem-se uma equivalência entre $\Pr_{a \neq 0} = \Pr_0 \exp V_a$ e $s_{ij} = s_{i0} \exp(u_i + v_j + \xi_{ij})$.

O raciocínio acima desenvolvido já foi aplicado em pelo menos quatro pesquisas: Glasgow (2001) [eleições britânicas de 1987]; Dow e Endersby (2004) [eleições norte-americanas de 1992 e francesas de 1995]; Iyengar e Hahn (2009) [eleições norte-americanas de 2006]; e, Gallego et al. (2014) [eleições norte-americanas de 2004]. Portanto, tal arcabouço não seria uma novidade para a análise econométrica de resultados eleitorais.

Por outro lado, e de forma complementar ao descrito acima, propõe-se modelar implicitamente o efeito de exposição midiática para os casos onde não existe uma medida direta disso. Para a tal, a ideia inicia ao se ao considerar uma variável binária $t = 0$ para a data de uma eleição pregressa, e $t = 1$ para uma subsequente a um evento de exposição com efeito desconhecido – essa variável passará a indexar o padrão de escolha na forma $V_{tij} = u_i + v_{tj} + \xi_{tij}$; e também s_{tij} , tal que $\sum_{j=0}^J s_{tij} = 1$.

Além disso, admite-se que uma opção recebe uma exposição diferenciada entre os períodos. Por exemplo, o candidato Fernando Haddad seria um caso porque esteve presente na eleição de 2012, e passou por uma exposição midiática diferente dos demais candidatos em decorrência da exposição do PT no contexto da operação Lava Jato e do impeachment da ex-presidente Dilma Rousseff – este em agosto de 2016 – e o pleito subsequente para a prefeitura de São Paulo foi em outubro 2016. Assim, define-se outra variável binária $T_j = 0$ se a opção j não recebe uma exposição diferenciada, e $T_j = 1$ no caso contrário.

Dessa forma, considera-se $v_{tj} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 T_j + \alpha_3 t T_j + X_{tj} \beta + \omega_j$; em que $\alpha_0, \dots, \alpha_3$ são constantes, X_{tj} é um vetor linha das características observáveis da opção j na eleição do período t (e.g., o investimento na campanha), β é um vetor coluna de parâmetros e ω_j representa um efeito fixo das opções internas em que ocorre $T_j = 0$. Este último possui a função de ajustar um padrão parcial de voto em legenda, independentemente do candidato apresentado pelo partido em t .

Ao substituir essa estrutura funcional no padrão de escolha e normalizar $V_{ti0} = 0$, a probabilidade a posteriori de uma escolha no período t e na unidade i se dar com a opção j será dada por:

$$s_{tij} = \frac{\exp(u_i + \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 T_j + \alpha_3 t T_j + X_{tj} \beta + \omega_j + \xi_{tij})}{1 + \sum_{j=0}^J \exp(u_i + \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 T_j + \alpha_3 t T_j + X_{tj} \beta + \omega_j + \xi_{tij})} \quad (1)$$

Aplicando o logaritmo em (1), chega-se em:

$$\ln s_{tij} - \ln s_{ti0} = u_i + \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 T_j + \alpha_3 t T_j + X_{tj} \beta + \omega_j + \xi_{tij} \quad (2)$$

em que: s_{tij} é a fração de eleitores do pleito t no local i que optaram por j ; u_i é um efeito fixo do local; $\alpha_0, \dots, \alpha_3$ são parâmetros; T_j é uma variável binária indicando a

ocorrência de exposição diferenciada; X_{tj} é um vetor linha de características da opção; β é um vetor coluna de parâmetros; ω_j é um efeito fixo de opção; e, ξ_{tij} é tratado como um termo de erro com média zero.

Dado o resultado (2), entre eleições as diferenças das esperanças de $\ln s_{tij}$ das opções que receberam exposições normal e diferenciada, respectivamente, e também as diferenças-em-diferenças, serão dadas por:

$$E(\ln s_{tij} | t = 1, T_j = 0) - E(\ln s_{tij} | t = 0, T_j = 0) = \alpha_1 + E(X_{1j} - X_{0j})\beta \quad (3a)$$

$$E(\ln s_{tij} | t = 1, T_j = 1) - E(\ln s_{tij} | t = 0, T_j = 1) = \alpha_1 + \alpha_3 + E(X_{1j} - X_{0j})\beta \quad (3b)$$

$$E\left(\ln \frac{s_{1ij}}{s_{0ij}} \mid T_j = 1\right) - E\left(\ln \frac{s_{1ij}}{s_{0ij}} \mid T_j = 0\right) = \alpha_3 \quad (3c)$$

Assim, seguindo o padrão de interpretação dos modelos de diferenças-em-diferenças (DONALD e LANG, 2007), o resultado (3c) aponta que α_3 representa o efeito da exposição midiática diferenciada em termos de variação temporal de $\ln s_{tij}$. Como o logaritmo é uma função monótona crescente, $\alpha_3 = 0$ indicaria ausência de efeito em termos de s_{tij} ; e, conseqüentemente, em termos do resultado da eleição. Complementarmente, $\alpha_3 < 0$ e $\alpha_3 > 0$ indicariam a existência de efeito negativo e positivo, respectivamente, no resultado da eleição.

Portanto, ao estimar a equação (2) e computar os valores $\hat{u}_i, \hat{\alpha}_0, \dots, \hat{\alpha}_3, \hat{\beta}, \hat{\omega}_j$ e $\hat{\xi}_{tij}$, e então substituí-los na equação (1), é possível mimetizar os resultados factuais das frações de opções escolhidas em $t = 1$ – como escrito em (4a). Além disso, caso haja evidência de que $\alpha_3 \neq 0$, é possível simular as frações contrafactuais da eleição de em $t = 1$ fazendo $\hat{\alpha}_3 = 0$ – como escrito em (4b).

$$s_{1ij}^{factual} = \frac{\exp(\hat{u}_i + \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 + (\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3)T_j + X_{1j}\hat{\beta} + \hat{\omega}_j + \hat{\xi}_{1ij})}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\hat{u}_i + \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 + (\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3)T_j + X_{1j}\hat{\beta} + \hat{\omega}_j + \hat{\xi}_{1ij})} \quad (4a)$$

$$s_{1ij}^{contrafactual} = \frac{\exp(\hat{u}_i + \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 T_j + X_{1j}\hat{\beta} + \hat{\omega}_j + \hat{\xi}_{1ij})}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\hat{u}_i + \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 T_j + X_{1j}\hat{\beta} + \hat{\omega}_j + \hat{\xi}_{1ij})} \quad (4b)$$

Destarte, frisa-se que os resultados acima permitem não só simular os resultados contrafactuais da eleição como um todo, mas também nas unidades agregadas de votação. O que será discutido na sequência.

3. Dados

Para conduzir um exercício empírico sobre a metodologia acima descrita, usa-se um painel composto por dados das 58 zonas eleitorais do município de São Paulo nas eleições de primeiro turno em 2012 e 2016. No pleito de 2012 havia 11 candidatos concorrendo ao cargo de prefeito, e no de 2016 havia 12. Assim, ao acrescentar a opção externa – ou “não voto” –, trabalha-se com uma amostra de 1.450 observações para os dois períodos.

A Figura 1 apresenta os resultados dos partidos mais votados nas duas eleições – no primeiro turno e em termos do eleitorado total –, em que a primeira coluna de cada partido representa os resultados de 2012, e a segunda os resultados de 2016. Entre parênteses se escreve o nome do candidato pela legenda em cada pleito.

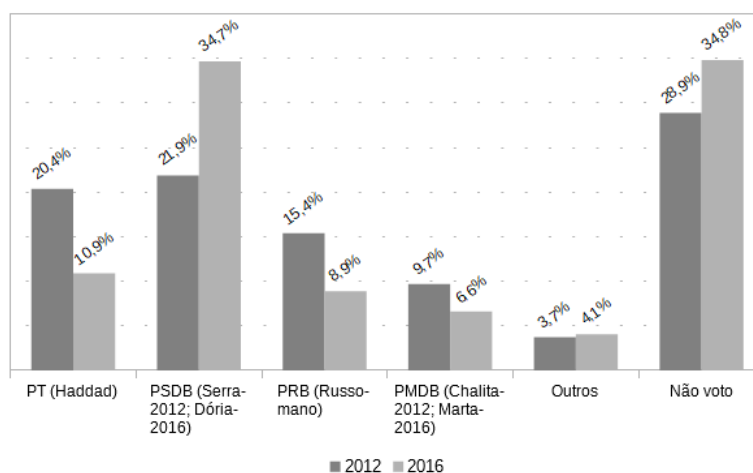


Figura 1 – Opções escolhidas no primeiro turno das eleições de 2012 e 2016, respectivamente, por legenda e candidato – em termos do eleitorado total – Fonte dos dados: TSE. Elaboração dos autores.

Em 2016 o PT teve seus votos reduzidos a cerca da metade do que recebeu em 2012; em proporções menores, o PRB e o PMDB também tiveram reduções de votação. Por outro lado, o PSDB, que em 2012 teve apenas 1,5 pontos percentuais a mais que o PT, em 2016 parece ter arrecadado grande parte dos votos perdidos pela oposição. Além disso, o percentual de não votos foi superior ao de todos os candidatos nos dois anos – em que a diferença é que em 2012 o PT e o PSDB foram para o segundo turno e em 2016, João Dória (PSDB) conseguiu somar mais de 50% dos votos válidos (não inclui os não votos), sendo, portanto, eleito em primeiro turno.

A Figura 2 apresenta a razão entre a votação do PSDB e do PT no primeiro turno das eleições de 2012 e 2016, respectivamente, por zonas eleitorais. Nota-se que em 2016 o PSDB ampliou sua vantagem sobre o PT em toda a cidade.

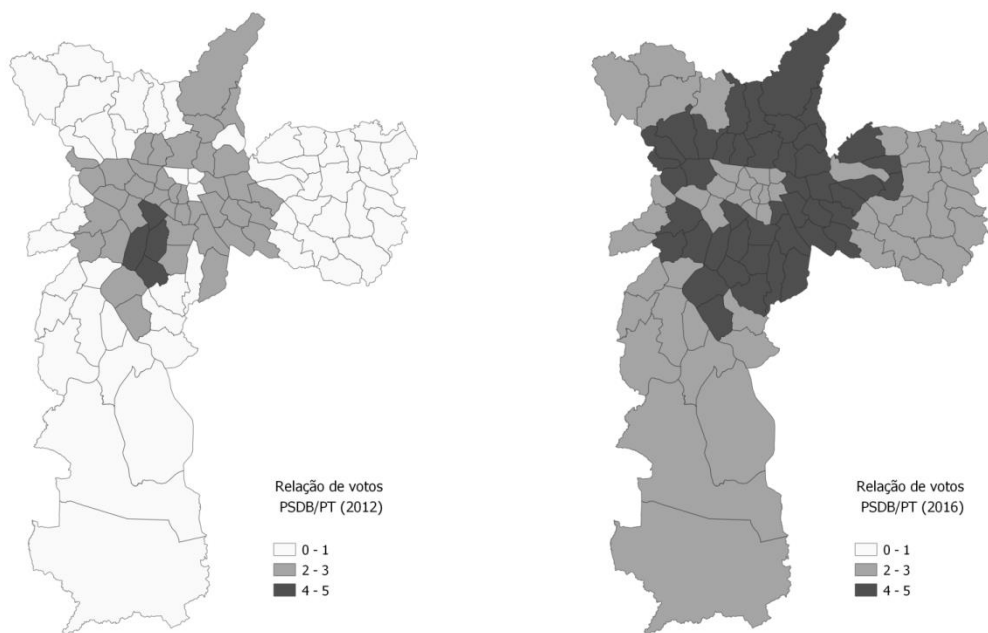


Figura 2 – Razão entre a votação do PSDB e do PT no primeiro turno das eleições de 2012 e 2016, respectivamente, por zonas eleitorais – Fonte dos dados: TSE. Elaboração dos autores.

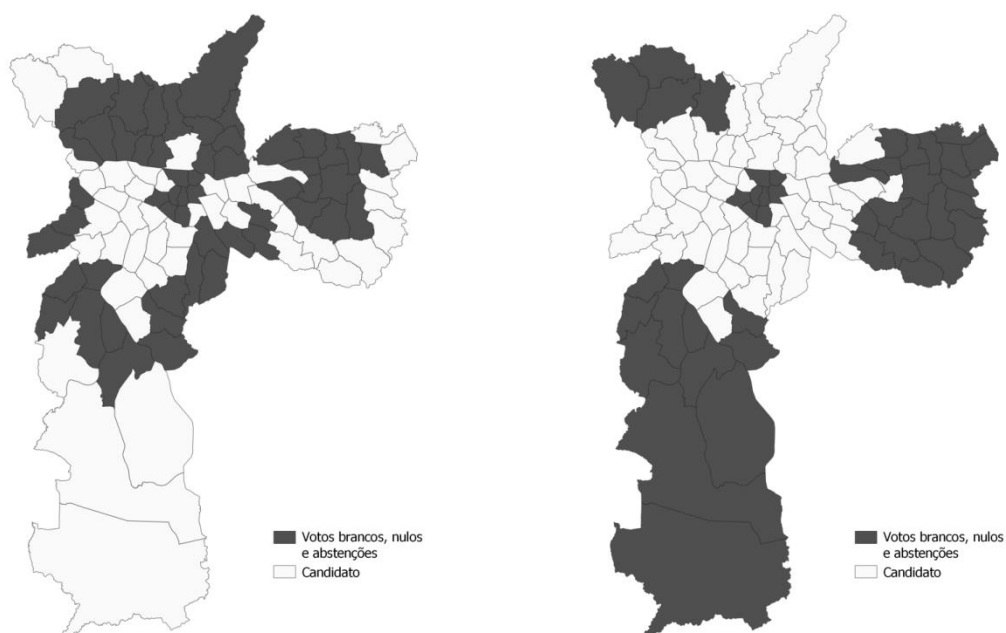


Figura 3 – Zonas eleitorais em que votos brancos e nulos e abstenções foram maiores que a votação do candidato mais votado na respectiva zona no primeiro turno das eleições de 2012 e 2016, respectivamente – Fonte dos dados: TSE. Elaboração dos autores.

A Figura 3 as zonas eleitorais em que votos brancos e nulos e abstenções foram maiores que a votação do candidato mais votado na respectiva zona no primeiro turno das eleições de 2012 e 2016, respectivamente. O que é uma variável fundamental para determinar o resultado da eleição uma vez que desse montante é que depende o número de votos válidos.

Como a teoria da escolha sugere, a decisão dos eleitores é influenciada pelas características das opções disponíveis. Dessa forma, o conjunto de variáveis explicativas do modelo inclui as informações observáveis dos candidatos, tanto pelos eleitores quanto pelo pesquisador. A Tabela 1 apresenta as informações referentes aos candidatos nas eleições de 2012 e de 2016, respectivamente.

Por se tratar, principalmente, de atributos, algumas das covariadas foram tabuladas como binárias:

- Natural da cidade = 1, caso o candidato tenha nascido na cidade de São Paulo.
- Homem = 1, para o candidato do gênero masculino.
- Notando que só há candidatos casados, solteiros e divorciados, marca-se Solteiro = 1 e Divorciado = 1.
- Como só há candidatos com escolaridade de nível superior completo e incompleto e nível médio completo, marca-se Ensino Médio = 1 e Superior Incompleto = 1.
- Debate = 1 caso o candidato tenha participado dos debates na última semana de eleição.

As demais covariadas disponíveis são a idade, o patrimônio declarado pelo candidato e o gasto de campanha declarado pelo partido. Para usar uma unidade de medida compatível, normalizaram-se essas três em relação ao maior valor observado em cada pleito.

Número	Candidato	Partido	Gênero	Naturalidade	Estado Civil	Escolaridade	Debate	Idade	Patrimônio*	Gasto com campanha*
Eleição de 2012										
10	Celso Russomanno	PRB	M	São Paulo	Casado	Sup. Completo	S	56	3.802	5.795
12	Paulinho da Força	PDT	M	Porecatu	Casado	Ens. Médio Completo	S	56	792	2.446
13	Fernando Haddad	PT	M	São Paulo	Casado	Sup. Completo	S	49	761	68.000
15	Gabriel Chalita	PMDB	M	Cachoeira Paulista	Solteiro	Sup. Completo	S	43	18.523	21.700
16	Ana Luiza	PSTU	F	Porto Alegre	Divorciada	Sup. Incompleto	N	53	0	27
23	Soninha	PPS	F	São Paulo	Divorciada	Sup. Completo	S	45	578	427
27	Eymael	PSDC	M	Porto Alegre	Casado	Sup. Completo	N	73	7.459	141
28	Levy Fidelix	PRTB	M	Mutum	Casado	Sup. Incompleto	S	61	660	339
29	Anaí Caproni	PCO	F	São Bernardo do Campo	Casada	Sup. Incompleto	N	46	0	4
45	José Serra	PSDB	M	São Paulo	Casado	Sup. Completo	S	70	2.365	33.600
50	Carlos Giannazi	PSOL	M	São Paulo	Divorciado	Sup. Completo	S	51	618	125
54	Miguel	PPL	M	São Paulo	Divorciado	Sup. Completo	N	56	845	525
Eleição de 2016										
10	Ceso Russomanno	PRB	M	São Paulo	Casado	Sup. Completo	S	60	2.357	7.022
13	Fernando Haddad	PT	M	São Paulo	Casado	Sup. Completo	S	53	513	16.200
15	Marta	PMDB	F	São Paulo	Casada	Sup. Completo	S	71	15.135	7.068
16	Altino	PSTU	M	São Paulo	Divorciado	Sup. Completo	N	49	0	36
18	Ricardo Young	REDE	M	São Paulo	Divorciado	Sup. Completo	N	59	10.017	630
27	João Bico	PSDC	M	São Paulo	Casado	Ens. Médio Completo	N	49	5.012	320
28	Levy Fidelix	PRTB	M	Mutum	Casado	Sup. Incompleto	N	65	877	339
29	Henrique Áreas	PCO	M	Ribeirão Preto	Solteiro	Sup. Completo	N	31	0	1
45	João Dória	PSDB	M	São Paulo	Casado	Sup. Completo	S	59	204.279	12.400
50	Luiza Erundina	PSOL	F	Uiraúna	Solteira	Sup. Completo	S	82	688	353
77	Major Olímpio	SD	M	Presidente Venceslau	Casado	Sup. Completo	S	54	625	95

*R\$ mil.

Tabela 1 – Características dos candidatos à prefeitura de São Paulo. Fonte dos dados: TSE. Elaboração dos autores.

4. Resultados

A Tabela 2 apresenta os resultados estimados para a equação (2) segundo quatro especificações. A primeira especificação utiliza apenas os elementos básicos do modelo de diferenças-em-diferenças – i.e., $\alpha_0, \dots, \alpha_3$. Em que “Tempo” é uma variável binária indicando $t = 1$ para a eleição de 2016; e, “PT” é uma variável binária indicando $T_j = 1$ para o PT. A segunda especificação acrescenta as características X_{tj} , em conformidade com o apresentado na Tabela 1 e descrito na seção anterior. A terceira e a quarta especificações acrescentam os efeitos fixos das zonas eleitorais e das legendas, u_i e ω_j , respectivamente. Como é natural, nota-se que o R-quadrado cresce em relação a cada especificação contendo mais variáveis explicativas, chegando ao valor de 0,982 na última.

Nota-se que os efeitos fixos para a data da eleição e o PT alteram-se em termos de sinal e significância estatística entre as especificações, o que é natural na medida em que se alteram para abarcar as configurações dos demais efeitos fixos – e, assim, mitigar eventuais endogeneidades. No entanto, o valor estimado para o efeito implícito da exposição midiática, $\hat{\alpha}_3$, apresenta sinal negativo e significância estatística em todas as especificações. O que indica que o resultado da eleição poderia, de fato, ser diferente na situação contrafactual de ausência de exposição midiática de cunho negativo ao partido decorrente da operação Lava Jato e do impeachment da ex-presidente Dilma Rousseff – o que será discutido adiante.

Quanto aos efeitos marginais das características dos candidatos, em consonância com a especificação [4], de maior grau explicativo, nota-se que: candidatos naturais da cidade não costumaram receber votação acima da média nos pleitos em tela, ao contrário, a variável de naturalidade apresentou efeito negativo e estatisticamente significativo; candidatos solteiros e divorciados tenderam a receber votações menores em relação aos casados; o nível de escolaridade não se mostrou como uma covariadas estatisticamente significativo a fim de explicar as parcelas de votação; mas, caso o candidato tenha participado dos debates na última semana de eleição, para isso se nota um efeito positivo e estatisticamente significativo. Quanto às covariadas relativizadas, as estimações apontam que candidatos mais jovens tendem a apresentar maiores votações; assim como campanhas relativamente mais baratas. Nesse último ponto, cabe notar que as campanhas do PT formam mais caras que as do PSDB em ambos os pleitos analisados – vide Tabela 1 –, assim como em ambos o PT recebeu menos votos que o PSDB no primeiro turno.

Substituindo os resultados estimados da especificação [4] na equação (4a) é possível mimetizar perfeitamente os resultados do pleito de 2016; e ao substituí-los na equação (4b) é possível estimar um resultado contrafactual da ausência da exposição midiática negativa do PT. Assim, a Figura 4 apresenta os resultados dos pleitos de 2012 e 2016 e contrafactual estimado para 2016. Destarte, estima-se que o PT teria recebido 22,7% dos votos totais em 2016, e não 10,9% como de fato. Já o PSDB teria recebido 30,2% dos votos totais em 2016, e não 34,7% como de fato. Além disso, na situação contrafactual estimada haveria uma pequena redução de votação do PRB, PMDB e demais partidos – mas não tão intensa quanto a perda de votos do PSDB.

Variáveis	Especificações			
	[1]	[2]	[3]	[4]
Tempo	-0,123 (0,140)	-0,337*** (0,086)	-0,337*** (0,088)	-0,001 (0,023)
PT	3,159*** (0,106)	-2,586*** (0,307)	-2,586*** (0,312)	6,341*** (0,374)
Tempo × PT	-0,659*** (0,150)	-0,558*** (0,103)	-0,558*** (0,103)	-0,880*** (0,059)
Homem		-1,116*** (0,118)	-1,116*** (0,120)	-0,918*** (0,147)
Natural da cidade		0,141 (0,151)	0,141 (0,153)	-0,824** (0,375)
Solteiro		-1,254*** (0,203)	-1,254*** (0,206)	-0,587* (0,304)
Divorciado		-0,681*** (0,151)	-0,681*** (0,153)	-1,038*** (0,300)
Ensino Médio		-1,352*** (0,109)	-1,352*** (0,108)	-0,622 (0,505)
Superior Incompleto		-1,127*** (0,163)	-1,127*** (0,165)	0,023 (0,544)
Debate		2,399*** (0,101)	2,399*** (0,102)	0,299*** (0,058)
Idade Relativa		-4,642*** (0,260)	-4,642*** (0,264)	-4,076*** (0,277)
Patrimônio Relativo		0,085 (0,228)	0,084 (0,232)	0,087 (0,136)
Custo de Campanha		4,784*** (0,386)	4,784*** (0,392)	-2,569*** (0,181)
Constante	-3,562*** (0,093)	-0,914*** (0,123)	-1,086*** (0,302)	-0,173** (0,067)
Efeitos fixos:				
Zonas eleitorais	Não	Não	Sim	Sim
Legendas	Não	Não	Não	Sim
R-quadrado	0,092	0,738	0,740	0,982

Erros padrão robustos entre parênteses
*** p<0,01 ; ** p<0,050 ; * p<0,100

Tabela 2 – Resultados estimados para a equação (2).

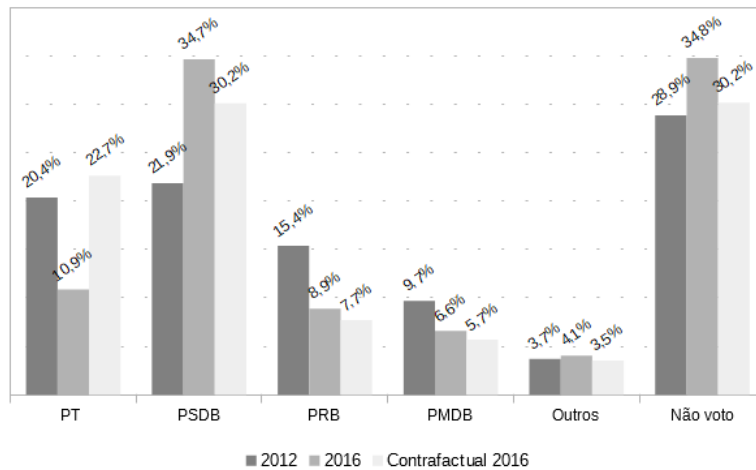


Figura 4 – Resultados dos pleitos de 2012 e 2016 e contrafactual estimado para 2016 – em percentual do total de eleitores – Fonte dos dados: TSE. Elaboração dos autores.

Ainda na Figura 4, nota-se que na situação contrafactual estimada o percentual de não votos teria se reduzido de 34,8% para 30,2%. Ou seja, ao somar as reduções de votos no PSDB e na opção externa tem-se 9,1% da votação – que é quase a totalidade do ganho contrafactual do PT. O que indica que a exposição midiática negativa do partido provocou, sobretudo, uma migração da escolha para o PSDB e para o não voto.

Já a Figura 5 apresenta os resultados dos pleitos de 2012 e 2016 e contrafactual estimado para 2016 – em percentual dos votos válidos. Em que se nota que o cenário contrafactual da exposição da midiática negativa do PT seria tal que Dória (o candidato eleito de fato) e Haddad teriam recebido 43,2% e 33,5% dos votos válidos, respectivamente. Portanto, teria ocorrido segundo turno entre estes dois candidatos e o resultado final do pleito poderia ter sido outro.

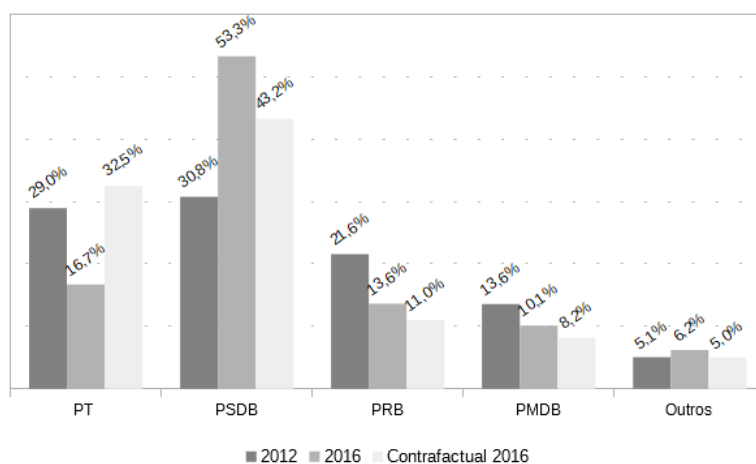


Figura 5 – Resultados dos pleitos de 2012 e 2016 e contrafactual estimado para 2016 – em percentual dos votos válidos – Fonte dos dados: TSE. Elaboração dos autores.

Figura 6 apresenta a razão entre a votação do PSDB e do PT no primeiro turno das eleições de factual e contrafactual estimada de 2016, respectivamente, por zonas eleitorais. Em que se nota que no contrafactual a votação teria sido bastante disputada na cidade, com exceção da zona central, onde o PSDB ainda superaria o PT em pelo menos o dobro da votação.

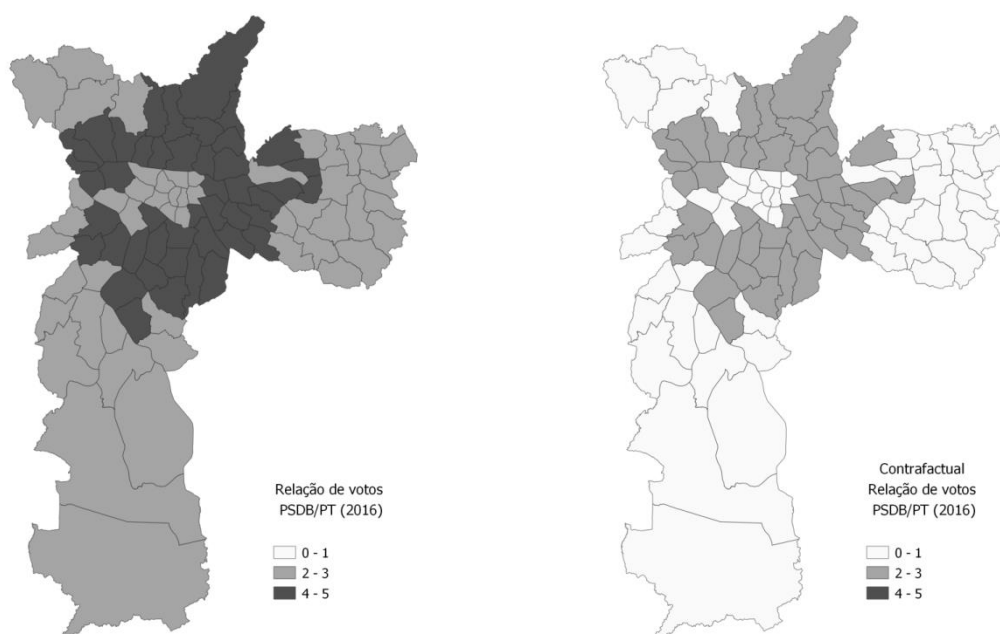


Figura 6 – Razão entre a votação do PSDB e do PT no primeiro turno das eleições de factual e contrafactual estimada de 2016, respectivamente, por zonas eleitorais – Fonte dos dados: TSE. Elaboração dos autores.

Por fim, a Figura 7 ilustra as zonas eleitorais em que votos brancos e nulos e abstenções foram maiores que a votação do candidato mais votado na respectiva zona no primeiro turno das eleições factual e contrafactual estimada de 2016, respectivamente. Em que se nota que, mesmo sob a hipótese de ausência de exposição midiática negativa do PT, se a opção externa fosse um candidato, esta seria eleita em quaisquer dos cenários. O que, talvez, reflita um desalento generalizado dos eleitores para com a classe política.

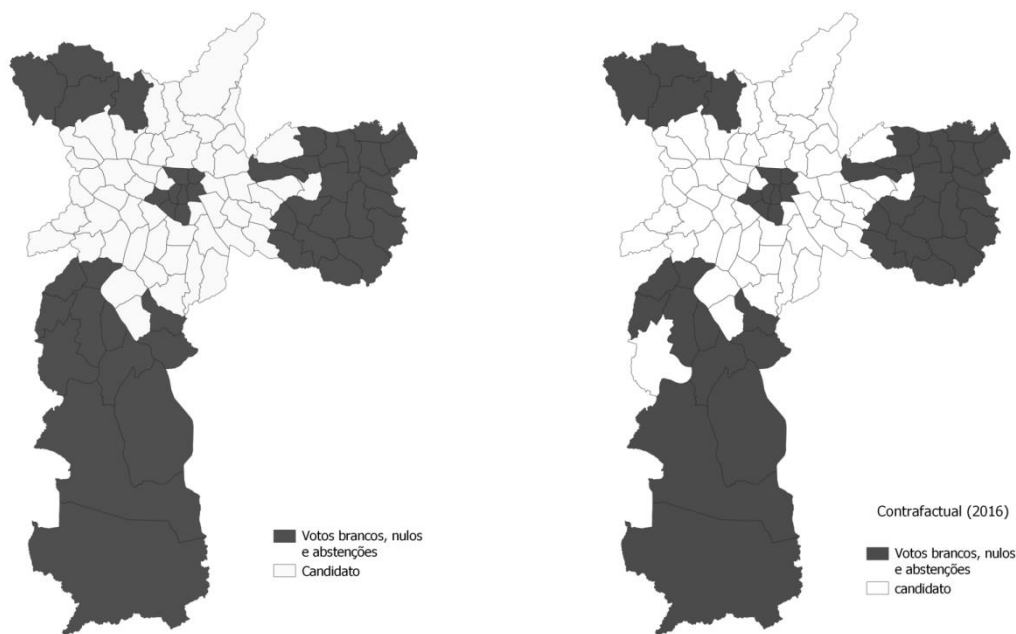


Figura 7 – Zonas eleitorais em que votos brancos e nulos e abstenções foram maiores que a votação do candidato mais votado na respectiva zona no primeiro turno das eleições factual e contrafactual estimada de 2016, respectivamente – Fonte dos dados: TSE. Elaboração dos autores.

5. Considerações

Por meio de um modelo de diferenças-em-diferenças especificado a partir do arcabouço discutido por Glasgow (2001), Dow e Endersby (2004), Iyengar e Hahn (2009) e Gallego et al. (2014), buscou-se mimetizar os resultados da eleição no município de São Paulo em 2016, a fim de encontrar evidências empíricas acerca da magnitude do efeito da exposição midiática em campanhas eleitorais. Para conduzir um exercício de estimação desse efeito, consideraram-se os dois últimos pleitos, uma vez que foi nesse entremeio que ocorreu a exposição midiática de cunho negativo para o PT decorrente da operação Lava Jato e o impeachment da ex-presidente Dilma Rousseff. Destarte, para montar as regressões de diferenças-em-diferenças foram utilizados os resultados por zona eleitoral nos primeiros turnos de 2012 e de 2016.

O principal resultado mostrou que a exposição midiática teve um efeito negativo para o PT no desfecho da última eleição. O cenário contrafactual estimado aponta que, na ausência da exposição midiática sobre o PT, o partido teria recebido 22,7% dos votos totais, ao invés de 10,9% como de fato; já o PSDB teria recebido 30,2% e não 34,7%, como aconteceu. Considerando apenas os votos válidos, o que não inclui os votos brancos, votos nulos e abstenções, o cenário contrafactual mostra que os candidatos Dória e Haddad, teriam recebidos 43,2% e 32,5%, respectivamente. Indicando, portanto, que teria ocorrido segundo turno entre esses dois candidatos.

Comparando os resultados por zonas eleitorais, pode-se perceber que em todas as zonas eleitorais a diferença entre os percentuais de votos do PSDB e do PT teria sido

menor na ausência da exposição midiática sobre o PT, entretanto, essa diferença ainda permaneceria maior na região mais central da cidade. Esse mesmo padrão de voto por zona eleitoral pode ser observado no pleito de 2012. Isso indica que a região central de São Paulo tem maior predisposição a votar no PSDB, em relação ao PT, mesmo na ausência de exposição midiática.

Por outro lado, o cenário contrafactual que expõe as zonas eleitorais onde o não voto foi superior ao candidato mais votado, não apresenta grande mudança quando comparado com o resultado que de fato aconteceu em 2016, mostrando-se mais frequente na região periférica do município. Em 2012, a superioridade do não voto se deu de forma mais dispersa entre as zonas eleitorais, mas mais frequente na região central. Assim, apesar de se verificar mudanças na espacialidade das zonas eleitorais onde o não voto foi superior ao candidato mais votado entre os pleitos de 2012 e 2016, não é possível atribuí-las à exposição midiática.

Percebe-se, então, que existem fatores relacionados às zonas eleitorais que podem estar influenciando na decisão do voto, mas que não foram considerados neste exercício. Dessa forma, para trabalhos futuros sugere-se utilizar características das zonas eleitorais no conjunto de variáveis explicativas. Além disso, como as zonas eleitorais são diferentes entre si, o uso de efeito aleatório para zonas eleitorais pode representar um modelo mais robusto, e o efeito da exposição midiática será estimado com maior precisão. Para tanto, como posto por Gallego et al. (2014), uma alternativa seria o arcabouço metodológico apresentado em Berry, Levinsohn e Pakes (1995), conhecido por BLP, que oferece uma boa ferramenta para estimativa de modelo de escolha discreta, onde o efeito de cada variável explicativa pode ser diferente para cada zona eleitoral.

6. Referências

- AVELAR, Lúcia. As eleições na era da televisão. **Revista de Administração de Empresas**, v. 32, n. 4, p. 42-57, 1992.
- AZEVEDO, Fernando Antônio. Mídia e democracia no Brasil: relações entre o sistema de mídia e o sistema político. **Opinião Pública**, v. 12, n. 1, p. 88-113, 2006.
- BARTELS, Larry M. Messages received: The political impact of media exposure. **American Political Science Review**, v. 87, n. 2, p. 267-285, 1993.
- BERRY, Steven; LEVINSOHN, James; PAKES, Ariel. Automobile prices in market equilibrium. **Econometrica**, p. 841-890, 1995.
- DONALD, Stephen G.; LANG, Kevin. Inference with difference-in-differences and other panel data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 2, p. 221-233, 2007.
- DOW, Jay K.; ENDERSBY, James W. Multinomial Probit and multinomial Logit: a comparison of choice models for voting research. **Electoral studies**, v. 23, n. 1, p. 107-122, 2004.
- FRIDKIN, Kim L.; KENNEY, Patrick. Variability in citizens' reactions to different types of negative campaigns. **American Journal of Political Science**, v. 55, n. 2, p. 307-325, 2011.
- GALLEGO, Maria et al. The variable choice set logit model applied to the 2004 Canadian election. **Public Choice**, v. 158, n. 3-4, p. 427-463, 2014.
- GLASGOW, Garrett. Mixed Logit models for multiparty elections. **Political Analysis**, v. 9, n. 2, p. 116-136, 2001.

- IYENGAR, Shanto; HAHN, Kyu S. Red media, blue media: Evidence of ideological selectivity in media use. **Journal of Communication**, v. 59, n. 1, p. 19-39, 2009.
- LAU, Richard R. Negativity in political perception. **Political Behavior**, v. 4, n. 4, p. 353-377, 1982.
- LAZARSELD, Paul Felix; BERELSON, Bernard; GAUDET, Hazel. **The people's choice: how the voter makes up his mind in a presidential campaign**. Columbia Univ. Press, 1965.
- MCFADDEN, Daniel L. Econometric analysis of qualitative response models. **Handbook of Econometrics**, v. 2, p. 1395-1457, 1984.
- SCHMITT-BECK, Rüdiger. Mass communication, personal communication and vote choice: The filter hypothesis of media influence in comparative perspective. **British Journal of Political Science**, v. 33, n. 2, p. 233-259, 2003.
- TRAIN, Kenneth E. **Discrete choice methods with simulation**. Cambridge University Press, 2009.
- ZALLER, John. The statistical power of election studies to detect media exposure effects in political campaigns. **Electoral Studies**, v. 21, n. 2, p. 297-329, 2002.