



DESIGUALDADE SOCIAL E FINANCIAMENTO DAS ELEIÇÕES NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

SOCIAL INEQUALITY AND ELECTIONS FINANCE IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES

DESIGUALDAD SOCIAL Y FINANCIAMIENTO DE LAS ELECCIONES EN MUNICIPIOS DE BRASIL

Felipe Roviello¹
Maurício Soares Bugarin²

Resumo: A literatura recente de economia política sugere que alta desigualdade de renda faz com que diferentes classes sociais aumentem suas contribuições para campanhas eleitorais. Este estudo examina o impacto da desigualdade nos custos das eleições municipais no Brasil. Modelos econométricos de efeitos fixos estimados com dados de painel para as eleições municipais brasileiras de 2004 a 2016 confirmam que municípios mais desiguais tendem a apresentar eleições mais caras tanto para campanhas de prefeitos quanto para de vereadores.

Palavra-chave: Financiamento de Campanha; Desigualdade de Renda; Lobby; Eleições; Brasil.

Abstract: Recent political economy literature suggests that high income inequality causes different social classes to increase their contributions to electoral campaigns. This study examines the impact of inequality on the costs of municipal elections in Brazil. Econometric fixed effects models estimated with panel data for Brazilian municipal elections from 2004 to 2016 confirm that more unequal municipalities tend to have more expensive elections for both mayoral and local representatives.

Keywords: Campaign Financing; Income Inequality; Lobby; Elections; Brazil.

Resumen: La literatura reciente sobre economía política sugiere que la alta desigualdad de ingresos hace que las diferentes clases sociales aumenten sus contribuciones a las campañas electorales. Este estudio examina el impacto de la desigualdad en los costos de las elecciones municipales en Brasil. Los modelos econométricos de efectos fijos estimados con datos de panel para las elecciones municipales brasileñas de 2004 a 2016 confirman que los municipios más desiguales tienden a tener elecciones más caras tanto para las campañas de alcaldes como de concejales.

Palabras clave: Financiamiento de las Campañas Electorales; Desigualdad de Ingresos; Lobby; Brasil.

1 Introdução

Uma das características fundamentais da distribuição de renda no Brasil é a sua profunda desigualdade. Apesar de ter caído no país até 2014, o índice de Gini³ voltou a crescer com a queda da

¹ Mestrando em economia. Universidade de Brasília. E-mail: feliperoviello@gmail.com. ORCID: 0000-0002-3970-6778

² Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Departamento de Economia. Campus Darcy Ribeiro, Prédio da FACE, Asa Norte, Brasília, DF, CEP 70910-900, Brasil. URL: www.bugarinmauricio.com. E-mail: bugarin.mauricio@gmail.com. ORCID: 0000-0003-1177-7344

³ O índice de Gini é um coeficiente comumente utilizado para medir desigualdade de renda. O índice varia de 0 a 1, onde 0

renda dos mais pobres e o aumento da renda dos mais ricos a partir do final daquele ano (NERI, 2019). A relação entre desigualdade social e outras variáveis econômicas é objeto de estudo dos economistas ao menos desde a metade do século XX. Kuznets (1955), por exemplo, propôs uma relação de U invertido entre desigualdade e crescimento econômico. Para Kuznets, a desigualdade aumentaria conforme um país se desenvolve e a partir de certo ponto passaria a decrescer.

Contudo, também é possível inverter o pensamento de Kuznets e questionar como a desigualdade afeta o crescimento econômico. Estudos empíricos e teóricos indicam que níveis muito altos de desigualdade tendem a afetar o negativamente crescimento econômico (PERSSON; TABELLINI, 1994; ALESINA; RODRIK, 1994; CINGANO, 2014).

Desigualdade, porém, está relacionada a outros fatores. Engerman e Sokoloff (2002) mostram como a desigualdade pode influenciar a qualidade das instituições. Acemoglu e Robinson (2000), por exemplo, propõe um modelo de economia política ligando desigualdade à participação política, mostrando que a extensão do direito de voto a camadas mais humildes da sociedade na Europa do século XIX estaria na origem da subsequente redução de desigualdade.

O trabalho de Acemoglu e Robinson (2000) chama a atenção para a importância das eleições para o equilíbrio econômico. Contudo, entender o papel da desigualdade social no processo eleitoral não é tão simples como contar votos. O financiamento de eleições e a capacidade de grupos de interesse de formar *lobbies* tem um papel central nos resultados dos pleitos. Baron (1994) e Roemer (2003) são alguns exemplos de estudos em que contribuições de campanha são usadas como uma maneira de atrair votos por meio de campanhas políticas.

No Brasil, as campanhas eleitorais - além de extremamente caras - eram fortemente financiadas até 2016 por pessoas jurídicas, o que desfavorecia uma representação mais igualitária nas instituições democráticas (SAMUELS, 2001). Ademais, Downs (1957) já havia observado que em um mundo com informação imperfeita, *lobbies* tem poder de influência sobre eleitores. Nesse sentido, a desigualdade de renda, e as divergentes preferências por redistribuição de recursos que seu aumento pode causar, ganha importância no contexto do financiamento de campanhas eleitorais. Por outro lado, o país também é uma democracia jovem, o que implica que a confiança no processo eleitoral é fundamental para a manutenção do sistema democrático (MOISÉS, 2010).

Uma literatura mais recente busca entender a relação entre desigualdade de renda e financiamento eleitoral. Bugarin *et al.* (2011) desenvolvem um modelo de economia política e mostram como desigualdade de renda pode afetar o financiamento de eleições, prevendo que sociedades mais desiguais tendem a ter campanhas mais caras. Isso ocorre porque mais desigualdade implica em diferenças de preferências entre indivíduos de classes sociais diferentes. Por exemplo, ricos tendem a querer governos

corresponde à completa igualdade de renda e 1 à completa desigualdade.

enxutos com baixa carga tributária, enquanto pobres preferem maior intervenção do governo com mais gastos sociais, ainda que isso aumente os impostos no país. Portanto, lobistas de uma certa classe, temerosos que uma política muito ruim para eles seja implementada caso o partido representando a outra classe ganhe as eleições, ficam mais dispostos a financiar campanhas eleitorais do partido que os representa, aumentando os gastos eleitorais.

Bugarin (2015) e Bugarin e Tanaka (2018) testam essa hipótese respectivamente para as eleições municipais brasileiras de 2004 e para as eleições da Câmara dos Conselheiros no Japão, e para as eleições municipais brasileiras de 2012. Em todos os casos, foi encontrada uma relação positiva de gastos eleitorais com o índice de Gini, reforçando que quanto mais desigual uma sociedade é, maior tende a ser o custo per capita das eleições.

No que diz respeito aos estudos que usam dados brasileiros, conforme evidenciado acima, foram usados unicamente a metodologia de *cross-section*, o que deixa em aberto a relação entre desigualdade e custos de campanhas eleitorais ao longo do tempo. A principal questão não respondida é se a propriedade encontrada é uma particularidade das eleições específicas estudadas (de 2004 e de 2018), ou se trata-se de um fato estilizado que se mantém ao longo do tempo. O objetivo deste trabalho é responder essa questão, de forma a preencher essa lacuna na literatura.

Este estudo é, portanto, o primeiro nessa linha de pesquisa a utilizar um painel de dados (de 2004 a 2016) para eleições municipais brasileiras. Os principais resultados confirmam as conclusões dos estudos previamente realizados, e apontam para uma relação positiva entre desigualdade de renda e gastos eleitorais. Ou seja, quanto maior for a desigualdade em um município, maior será o custo (*per-capita*) das campanhas eleitorais. O restante deste estudo é organizado da seguinte maneira: a seção 2 discute brevemente o modelo de economia política que justifica a relação positiva entre desigualdade e financiamento eleitoral. A seção 3 contém a metodologia e a descrição dos modelos econométricos utilizados. As seções 4 e 5 descrevem os dados de painel para as eleições municipais. As seções 6 e 7 apresentam os resultados para as estimações com dados eleitorais de candidatos a prefeitos e vereadores. A seção 8 discute os resultados obtidos e a seção 9 conclui o estudo apresentando algumas implicações de políticas públicas.

2 Modelo de competição eleitoral

O modelo de competição eleitoral entre partidos, lobistas e eleitores em que se baseia este estudo pode ser consultado em Bugarin et al. (2011) e Bugarin (2015). O apêndice A contém uma descrição em detalhes do modelo.

De forma resumida, 2 partidos políticos que representam 2 classes sociais, ricos e pobres, anunciam uma certa quantidade (per capita) de um bem público g a ser provida caso o partido ganhe as

eleições. Cada partido possui uma provisão preferida de g , que é a mesma da classe social que ele representa. O modelo assume que os ricos preferem uma provisão de g menor que os pobres, pois pagam mais por tal bem. Antes das eleições, os partidos anunciam a provisão de g que pretendem implementar. Inicialmente, os partidos podem anunciar plataformas próximas às preferidas pelas suas respectivas classes, mas existe a possibilidade de ganhar votos da outra classe social ao influenciar eleitores por meio de propaganda política ou ao desviar da plataforma original do partido, caminhando em direção à plataforma do oponente. Em outras palavras, há um *trade-off* entre ideologia e votos. Quanto maior a desigualdade de renda, maior a diferença entre as plataformas preferidas dos partidos, pois maior a diferença na preferência pelo bem público g .

Lobistas dos dois lados preveem que caso o outro partido vença as eleições, uma política muito diferente da sua ideal poderá ser implementada. Portanto, quanto maior a desigualdade de renda, mais os lobistas estarão dispostos a contribuir com o financiamento de campanhas de seus próprios partidos. Assim, maior desigualdade social implica em mais gastos eleitorais.

3 Metodologia

Este estudo utiliza dados de painel para estimar a relação entre desigualdade social e gastos eleitorais nos municípios brasileiros. Todas as estimativas foram feitas com o *software STATA 14*. Aqui, o período é de quatro anos (2004-2016), de forma que há quatro observações para cada município. Painéis permitem eliminar o viés causado por um fator individual não observável invariante no tempo. A correlação de tal fator com as outras variáveis explicativas determina o modelo de painel mais adequado. É possível ignorar a estrutura de painel e estimar o modelo como uma *cross-section (pooled OLS)*. Porém, se o fator for correlacionado com as demais variáveis explicativas, efeitos fixos é o modelo mais adequado. Se não houver correlação entre o fator não observável e as demais variáveis, a escolha costuma ser o modelo de efeitos aleatórios. (PARK, 2011). Todos os modelos apresentados a seguir são variações da seguinte especificação, que é similar a utilizada por Bugarin (2015), que também utilizou um painel para o caso japonês.

$$y_{i,t} = \alpha + \beta Gini_{i,t} + \Gamma_1 CON_{i,t} + \Gamma_2 Y_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

Em que $y_{i,t}$ é o log do gasto ou receita de campanha no município i no ano t . $Gini_{i,t}$ é o índice de Gini no município i no ano t e β é o coeficiente de interesse, cujo sinal esperado é positivo. $CON_{i,t}$ é o vetor de variáveis de controle descritas acima e $Y_{i,t}$ é um vetor com dummies de ano. Ambos os vetores possuem seus vetores de coeficientes correspondentes Γ_1 e Γ_2 . μ_i é o efeito individual invariante no tempo, α é a constante e $\epsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

A principal hipótese é:

$$\begin{cases} H_0: \beta > 0 \\ H_1: \beta \leq 0 \end{cases}$$

Onde β é o coeficiente para a variável do índice de Gini.

Para escolher o modelo mais adequado, especificações de *pooled OLS*, efeitos aleatórios e efeitos fixos foram testadas, mas apenas os resultados para efeitos fixos são mostrados, uma vez que os testes de Chow, Breusch-Pagan e Hausman (testes para a escolha de modelos de painel) indicaram que o modelo mais adequado é o de efeitos fixos. Os resultados para tais testes podem ser vistos na tabela 1.

Outra preocupação com os modelos aqui apresentados diz respeito à estimação dos erros padrões. De fato, o teste de Wald para heterocedasticidade (tabela 1) em modelos de efeitos fixos indicou a presença de erros heterocedásticos. Isso não afeta o tamanho dos estimadores, mas tem impacto sobre a variância dos estimadores, o que invalida os testes de hipóteses. Por isso, este estudo clusteriza o termo de erro no nível municipal, o que torna os erros assintoticamente robustos à heterocedasticidade e à correlação serial (WHITE, 1980; ALLERANO, 1987).

Tabela 1 – P-Valores e estatísticas para os testes de Chow, Breusch-Pagan, Hausman, dummies de ano e Wald

Modelo	Chow		Breusch-Pagan		Hausman		Dummies de Ano		Wald	
	P-Valor	Estatística	P-Valor	Estatística	P-Valor	Estatística	P-Valor	Estatística	P-Valor	Estatística
1	0	2.12	0	1326.65	0	13.55	0	233.30	0	1.7e+08
2	0	2.17	0	1390.06	0	66.22	0	268.11	0	4.5e+07
3	0	1.84	0	625.42	0	13.87	0	437.33	0	1.4E+09
4	0	1.87	0	625.42	0	15.48	0	484.31	0	2.8E+09
5	0	2.43	0	1918.15	0	82.86	0	371.7	0	3.70E+07
6	0	2.43	0	1903.40	0	25.93	0	372.99	0	2.10E+07
7	0	2.50	0	2029.78	0	95.16	0	410.19	0	3.20E+07
8	0	2.28	0	1265.84	0	13.23	0	323.67	0	7.30E+10
9	0	2.53	0	1610.75	0	14.70	0	415.93	0	2.40E+09
10	0	2.30	0	1265.84	0	18.12	0	368.21	0	2.40E+10

Fonte: Elaboração própria, 2021.

Nota: Os testes para a escolha do melhor modelo de painel utilizados foram os de Chow, Breusch-Pagan e Hausman. As estatísticas e P-Valores são mostrados na tabela 1 são respectivamente, F para o teste de Chow, *chibar2* (*Stata*) para o de Breusch-Pagan e F para Hausman. Em todos os casos, o melhor modelo foi o de efeitos fixos. A tabela também contém um teste F para as dummies de ano e o teste de Wald para heterocedasticidade. Nesse caso a estatística é Chi quadrado

Outro problema potencial diz respeito à normalidade dos erros. Erros não normais não afetam os estimadores de MQO (WILLIAMS *et al.*, 2013), mas afetam os testes de hipóteses. Contudo, o teorema do limite central garante que em amostras grandes os erros são assintoticamente normalmente distribuídos, o que implica que os testes t e F estarão corretos mesmo na presença de erros não normais (ALI; SHARMA, 1996; LUMLEY *et al.*, 2002; KNIEF; FORSTMEIER, 2018).

Multicolinearidade (isto é, correlações muito altas entre variáveis explicativas) também pode estar presente na amostra. Esse é outro problema que não afeta os estimadores, mas infla seus erros padrões, diminuindo a significância estatística das variáveis (ALIN, 2010). Na literatura em econometria há uma discussão sobre o real problema causado pela multicolinearidade. Goldberger (1991), por exemplo, argumenta que pesquisadores não devem se preocupar com multicolinearidade, mas devem ficar atentos às variâncias dos estimadores, que devem ter um tamanho razoável para que as estimativas sejam úteis. Mesmo assim, os VIFs (*variance inflation factors*) são reportados na tabela 10 no Apêndice C. VIFs maiores do que 10 podem representar um problema (JAMES *et al.*, 2013). No caso dos modelos deste estudo, com exceção das interações, os VIFs são menores do que 10 exceto para as variáveis *urbano* e *eleitores*. Como teste de robustez, as regressões sem a variável *urbano* são apresentadas no apêndice C. Os resultados principais permanecem inalterados.

Finalmente, utilizou-se o algoritmo BACON para detecção de outliers (BILLOR *et al.*, 2000). A depender do modelo, 60 a 110 observações podem ser classificadas como outliers, que consistem em capitais e outras grandes cidades. Retirar os outliers da amostra resulta em coeficientes estimados ligeiramente menores, mas não altera as principais conclusões. Contudo, retirá-los pode não ser a melhor opção, pois municípios importantes da amostra são excluídos. Assim, optou-se por apresentar os resultados com a amostra completa.

4 Variáveis Dependentes

Os dados referentes aos gastos eleitorais para eleições municipais foram coletados do site do Tribunal Superior Eleitoral (TSE)⁴. Os registros do TSE contêm dados individuais de despesas e receitas para cada candidato. Assim, cada entrada corresponde a um gasto (ou receita) declarado de um candidato em um determinado município. Os valores aqui utilizados foram obtidos por meio da agregação dos gastos dos candidatos por município por eleição deflacionados para reais de 2012⁵. Deste modo, o valor para as receitas eleitorais para vereadores na cidade de São Paulo em 2012, por exemplo, é a soma de todas as receitas declaradas por todos os candidatos a vereador na cidade de São Paulo nesse mesmo ano.

⁴ Disponível em https://www.tse.jus.br/hotsites/pesquisas-eleitorais/prestacao_contas.html

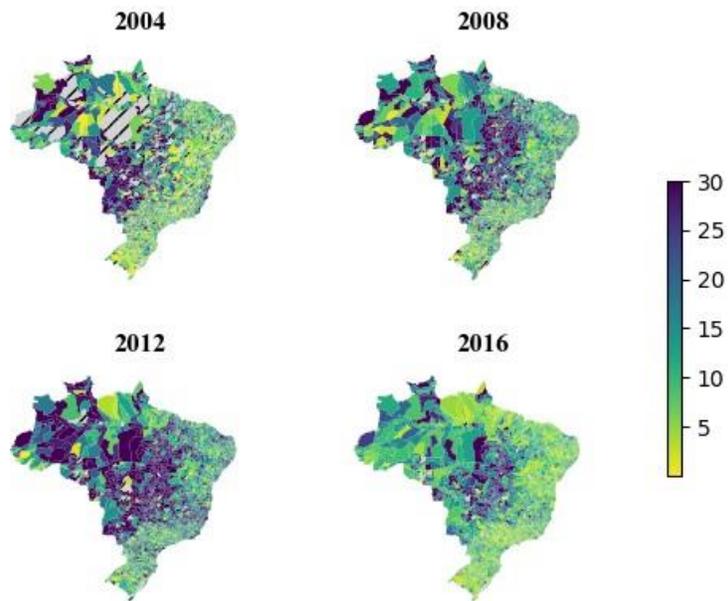
⁵ É importante que todos os valores monetários estejam em valores constantes para que o efeito da inflação seja desconsiderado. O ano para qual os valores serão deflacionados é arbitrário. Porém, é mais conveniente deflacionar para um ano da amostra.

Campanhas eleitorais no Brasil recebem tanto recursos públicos quanto privados. O Fundo Partidário é uma das principais fontes de financiamento público de campanhas, e ganhou ainda mais importância em 2016, quando novas regras de financiamento eleitoral, que proibiram doações de pessoas jurídicas, passaram a valer. O financiamento privado é definido neste trabalho como a soma dos valores das doações de pessoas físicas (incluindo doações do próprio candidato a si mesmo) e de pessoas jurídicas (até 2012). De 2004 até 2016, o financiamento privado correspondeu respectivamente a 84%, 67%, 30% e 39% da soma de todos os recursos eleitorais dos candidatos em nossa amostra.

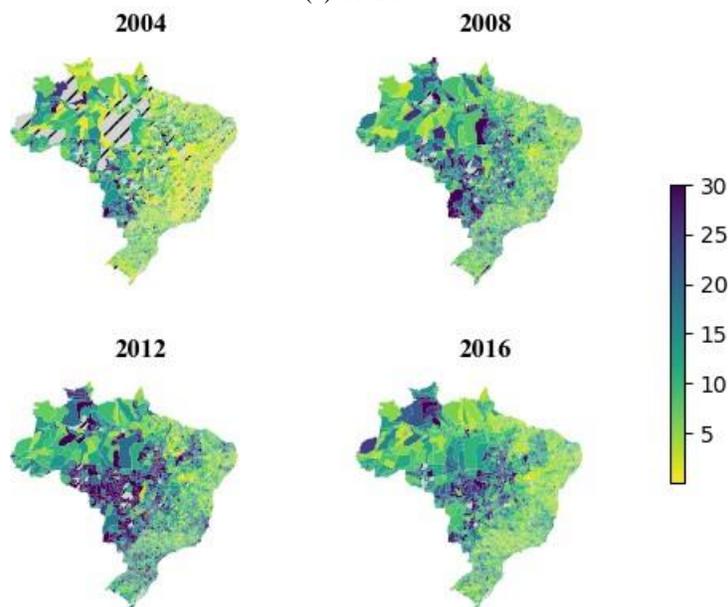
Este estudo utiliza dois painéis diferentes cobrindo as eleições municipais de 2004 a 2016. O primeiro painel cobre receitas privadas de campanha para prefeitos e o segundo para vereadores. Adicionalmente às receitas privadas, também foram utilizados os valores de baixas de recursos estimáveis, que não são doações em dinheiro, mas estimativas em valores monetários de bens e serviços doados a candidatos. Essa variável é importante, pois representa um gasto (e não uma receita) financiado totalmente com recursos privados.

A figura 1 plota o gasto eleitoral total agregado por eleitor em cada município para prefeitos e vereadores. Já a figura 2 plota as doações privadas agregadas por eleitor em cada município. Ambos os gráficos sugerem que os gastos por eleitor nas regiões Centro-Oeste e Norte foram mais altos. Também é possível notar que eleições para prefeitos demandam mais recursos.

Figura 1 – Gasto de campanha total por eleitor (em milhares de R\$ de 2012).



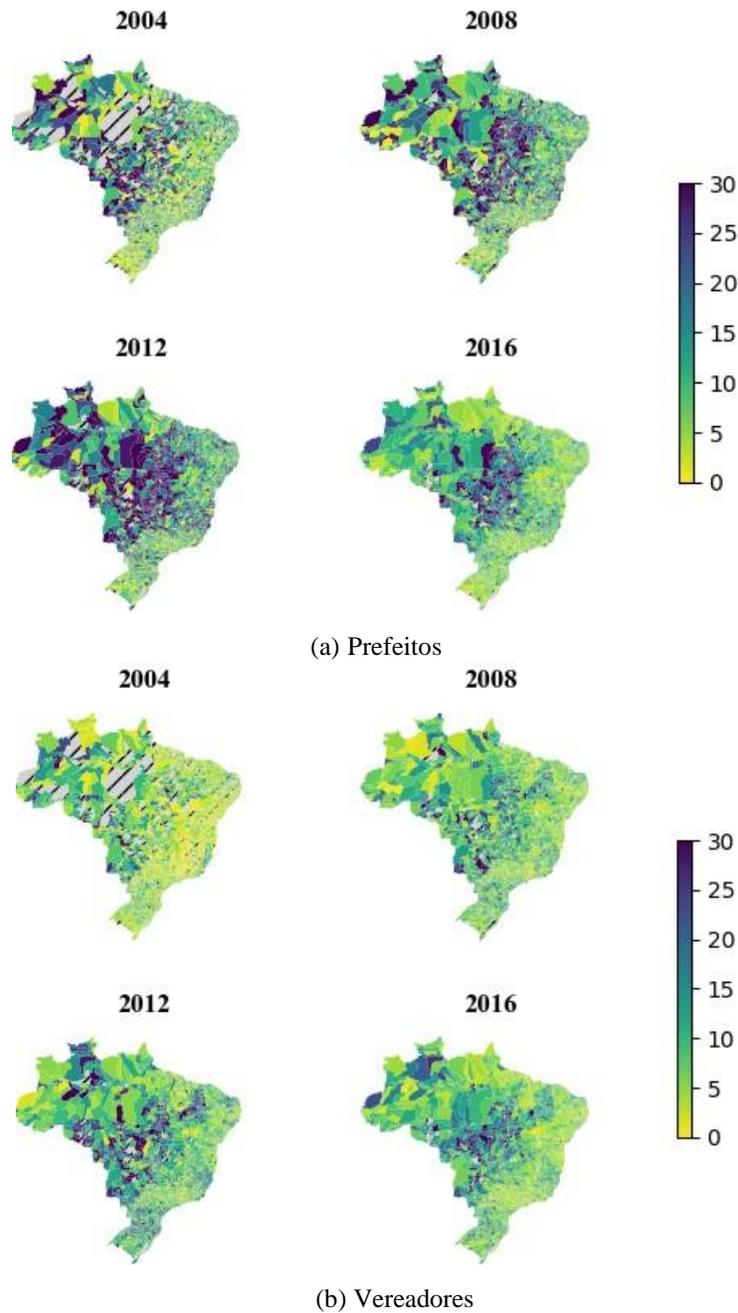
(a) Prefeitos



(b) Vereadores

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do TSE, 2021.

Figura 2 Doações de campanha por eleitor (em milhares de R\$ de 2012).



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do TSE, 2021.

As receitas privadas de campanha agregadas para prefeitos e vereadores foram divididas pela população e pelo número de eleitores de cada município (em milhares), formando as variáveis **Pref/Hab**, **Pref/Ele**, **Ver/Hab** e **Ver/Ele**. Para vereadores, a última variável ainda foi dividida pelo número de vagas em disputa, formando a variável **Ver/Ele/Vag**. As estimativas populacionais para cada município foram

obtidas do IBGE⁶ e o número de eleitores e vagas do TSE. As variáveis dependentes utilizadas neste estudo são o logaritmo de base 10 das variáveis acima adicionadas do número 1 para evitar a perda de observações devido a municípios sem doações privadas. A tabela 2 contém a descrição do cálculo dessas variáveis.

Tabela 2 – Transformações nas variáveis dependentes com doações de campanha.

Variável	Transformação
Pref/Hab	$\log_{10} \left[\left(\sum_p D_i \right) / (1000 * H_i) + 1 \right]$
Pref/Ele	$\log_{10} \left[\left(\sum_p D_i \right) / (1000 * E_i) + 1 \right]$
Ver/Hab	$\log_{10} \left[\left(\sum_v D_i \right) / (1000 * H_i) + 1 \right]$
Ver/Ele	$\log_{10} \left[\left(\sum_v D_i \right) / (1000 * E_i) + 1 \right]$
Ver/Ele/Vag	$\log_{10} \left[\left(\sum_v D_i \right) / (1000 * E_i * V_i) + 1 \right]$

Fonte: Elaboração própria, 2021.

Nota: i : município, p : candidatos a prefeito, v : candidatos a vereador, D_i : doações de campanha no município i . H_i : habitantes do município i , E_i : eleitores do município i , V_i : vagas para vereadores do município i .

Recursos de baixas de estimáveis não são uma fatia grande dos gastos eleitorais para prefeitos (apenas 19%), mas representam cerca de 44% dos gastos de campanha de vereadores. A figura 3 mostra as proporções dos tipos de gastos (baixa de estimáveis v.s. gastos comuns) para 6 tamanhos de municípios. Até 2012, candidatos a vereadores de cidades pequenas eram altamente dependentes de recursos de baixas de estimáveis.

As variáveis baseadas em recursos de baixas de estimáveis foram calculadas exatamente como descrito anteriormente e são o logaritmo de base 10 das seguintes transformações: **Be-Pref/Ele** e **Be-Pref/Hab** são as baixas de estimáveis de candidatos a prefeito por eleitores e habitantes. **Be-Ver/Ele**, **Be-Ver/Ele/Vag** e **Be-Ver/Hab** são os recursos de baixas de estimáveis para candidatos a vereador por eleitores, eleitores por vaga e habitante. Assim, este estudo leva em conta dois períodos: de 2004 a 2016

⁶ Disponível em <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9103-estimativas-de-populacao.html?=&t=downloads>

para as variáveis **Pref/Hab**, **Pref/Ele**, **Ver/Hab**, **Ver/Ele** e **Ver/Ele/Vag** e de 2008 a 2016 para as variáveis **Be-Pref/Ele**, **Be-Pref/Hab**, **Be-Ver/Ele**, **Be-Ver/Ele/Vag** e **Be-Ver/Hab**. Note que essas variáveis estão disponíveis apenas para o período após 2008. A tabela 3 descreve o cálculo dessas variáveis e a tabela 4 contém as estatísticas descritivas todas as variáveis dependentes utilizadas no estudo antes da aplicação do logaritmo.

Tabela 3 – Transformações nas variáveis dependentes com baixas de estimáveis.

Variável	Transformação
Be-Pref/Hab	$\log_{10} \left[\left(\sum_p BE_i \right) / (1000 * H_i) + 1 \right]$
Be-Pref/Ele	$\log_{10} \left[\left(\sum_p BE_i \right) / (1000 * E_i) + 1 \right]$
Be-Ver/Hab	$\log_{10} \left[\left(\sum_v BE_i \right) / (1000 * H_i) + 1 \right]$
Be-Ver/Ele	$\log_{10} \left[\left(\sum_v BE_i \right) / (1000 * E_i) + 1 \right]$
Be-Ver/Ele/Vag	$\log_{10} \left[\left(\sum_v BE_i \right) / (1000 * E_i * V_i) + 1 \right]$

Fonte: Elaboração própria, 2021.

Nota: i : município, p : candidatos a prefeito, v : candidatos a vereador, BE_i : baixas de estimáveis no município i . H_i : habitantes do município i , E_i : eleitores do município i , V_i : vagas para vereadores do município i .

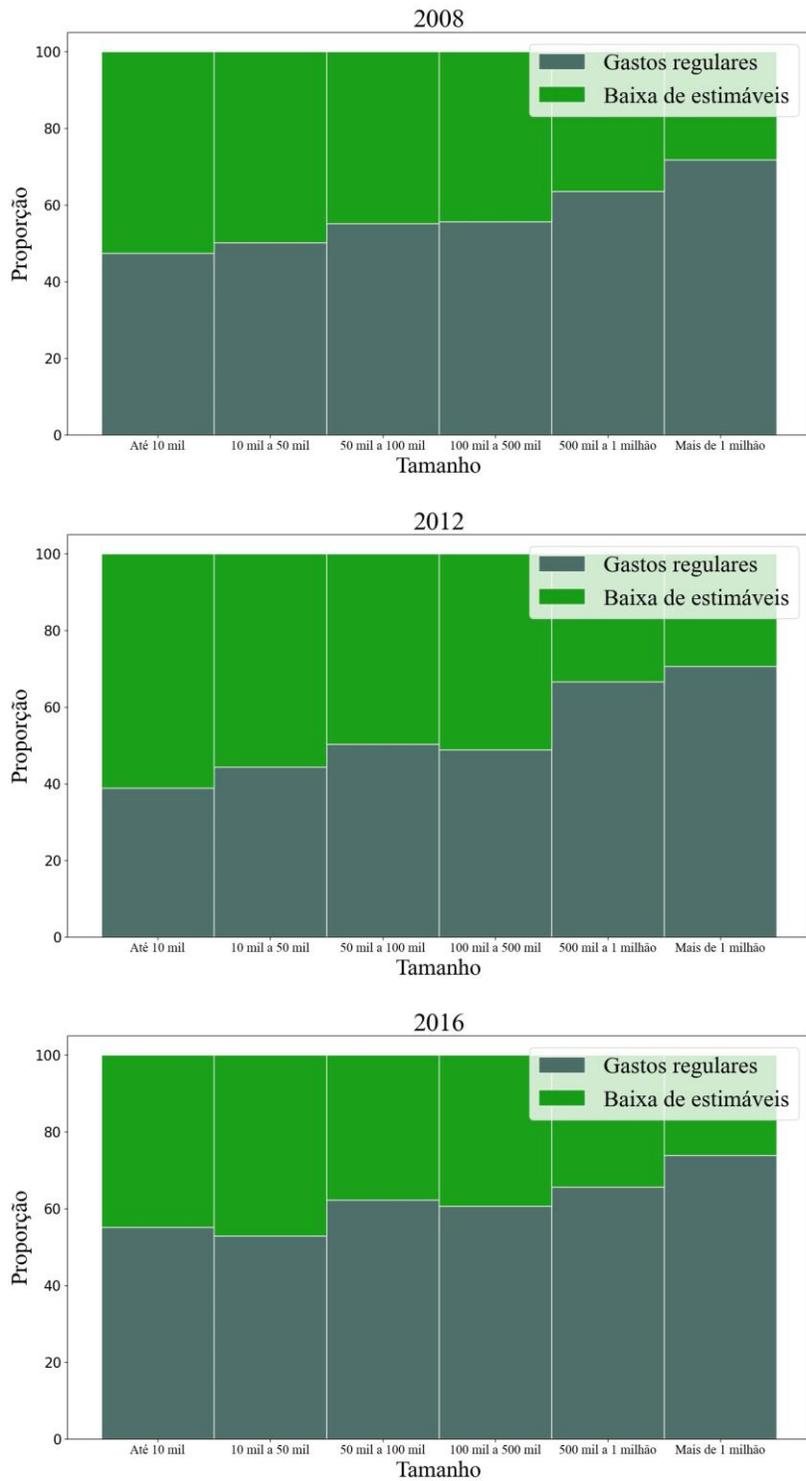
Tabela 4 – Estatísticas descritivas para variáveis dependentes.

	Obs.	Média	Desv. Padrão	Mín	25%	50%	75%	Máx
Pref/Ele	20044	13261.5	15135.27	0	5161.51	9358.86	16443.43	964483
Pref/Hab	20044	10279.71	12209.22	0	3846.08	7093.57	12688.01	689084.4
Ver/Ele	20044	9316.31	14523.36	0	3925.25	6771.97	11567.27	1384005
Ver/Ele/Vag	20044	985.59	1567.28	0	386.92	691.27	1229.85	153778.3
Ver/Hab	20044	7329.3	11374.02	0	2871.66	5064.91	8929.43	960563
Be-Pref/Ele	15033	4003.81	9291.91	0	887.94	2278	4934.02	956359.5
Be-Pref/Hab	15033	3146.71	6933.44	0	671.51	1757.2	3852.27	683280.5
Be-Ver/Ele	15033	6521.31	11267.69	0	1942.21	3971.08	7969.91	838652.4
Be-Ver/Ele/Vag	15033	686.67	1156.32	0	188.49	403.77	837.62	76241.13
Be-Ver/Hab	15033	5198.3	9625.44	0	1460.99	3043.47	6229.57	670105.6

Fonte: Elaboração própria, 2021.

Nota: Receitas privadas de campanha e baixas de estimáveis por habitante, por eleitor e por eleitor por vaga para prefeitos e vereadores (antes da aplicação do logaritmo e em reais constantes de 2012). Gastos de baixas de estimáveis só estão disponíveis a partir de 2008.

Figura 3 – Proporção de gastos eleitorais para vereadores: baixas de estimáveis v.s. gastos comuns por ano.



Fonte: Elaboração própria, 2021.

5 Variáveis Independentes

A principal variável explicativa é o índice de Gini. De acordo com o modelo desenvolvido em Bugarin (2015), deve haver uma relação positiva entre o Gini e o custo das eleições⁷. Contudo, o índice de Gini para os municípios brasileiros não é divulgado no mesmo ano em que ocorrem eleições municipais. Por esse motivo, este estudo usa dados da RAIS para estimar os coeficientes de Gini para os anos de interesse. Os detalhes podem ser encontrados no apêndice B. A RAIS contém dados sobre trabalho formal em todos os municípios brasileiros. Dado o tamanho da economia informal no Brasil, o coeficiente de Gini estimado para a renda formal pode não ser uma medida exata da desigualdade de renda no país. Contudo, dadas as limitações impostas pelos dados disponíveis, ela é utilizada aqui como uma proxy. A figura 4 mostra os índices de Gini estimados a partir da RAIS. Ela sugere uma maior desigualdade de renda na região Norte, apesar do país todo ser bastante desigual. As tabelas 5 e 6 contêm a descrição das variáveis explicativas e as estatísticas descritivas.

Tabela 5 – Descrição das variáveis explicativas.

Variável	Descrição
Gini	Índice de Gini obtido a partir dos estratos de renda média disponíveis na RAIS. O índice varia de 0 a 1 (0 representa completa igualdade e 1 completa desigualdade).
Renda	O logaritmo de base 10 da renda municipal per capita em reais constantes de 2012. O PIB municipal foi obtido do IBGE.
GiniRenda	A interação do Gini e do log da renda municipal. Essa variável controla pelo efeito da desigualdade nos gastos eleitorais à medida que o município cresce. Interações são comuns em modelos econométricos e descrevem a relação entre as variáveis independentes e dependentes em termos condicionais (FRIEDRICH, 1982).
Frag Educ	O índice de fragmentação educacional. Essa variável é uma proxy para o quão heterogêneo é o eleitorado em termos educacionais. O índice é calculado como $1 - \sum_{j=1}^8 \epsilon_j$, onde ϵ_j é a proporção de eleitores na classe j de 8 diferentes níveis educacionais. Os níveis educacionais foram retirados do TSE, que contém o nível de instrução de um eleitor no momento em que ele se registra pela primeira vez ou quando ele atualiza seu registro. Se todos os eleitores possuem o mesmo nível educacional, o índice deve ser 0. Por outro lado, a variável assume valores altos se todos os níveis educacionais estiverem bem representados ao longo dos eleitores.
Jovem	O percentual de jovens com 16 e 17 anos entre os eleitores. Para essa faixa etária, o voto é opcional.

⁷ Na amostra a correlação simples entre o coeficiente de Gini e a receita privada por mil eleitores é de 0.1035 para prefeitos e 0.0306 para vereadores.

Sênior	O percentual de idosos com mais de 70 anos entre os eleitores. Para essa faixa etária, o voto é opcional. Tanto a variável Jovem quanto Sênior foram obtidas nas bases de dados do TSE.
Frag Idade	O índice de fragmentação de idade. É uma proxy para o quão heterogêneo é o eleitorado em termos de idade. O índice é calculado como $1 - \sum_{j=1}^{11} v_j^2$ onde v_j^2 é a proporção de eleitores na classe j de 11 diferentes categorias de idade. Assim como o índice de fragmentação da educação, quanto maior o índice mais heterogêneo é o eleitorado em termos de grupos etários.
Urbano	A população urbana (em milhares) do município.
Candidatos	O número de candidatos concorrendo ao cargo de prefeito ou vereador (de acordo com o modelo) e seus quadrados.
Eleitores	O número de eleitores (em milhares) do município.
Vagas	O número de vagas em disputa nas eleições para vereadores. Essa variável se aplica apenas aos modelos para vereadores.
Seg Turno	Uma dummy que assume o valor 1 se há segundo turno nas eleições para prefeito. Segundos turnos alongam campanhas eleitorais, possivelmente aumentando seus custos.
ExecReeleição	Dummy que assume o valor 1 se um candidato a prefeito está concorrendo à reeleição.
LegReeleição	Número de candidatos a vereador concorrendo à reeleição.
ExecReeleito	Dummy que assume o valor 1 se o candidato a prefeito é reeleito.
LegReeleito	Número de candidatos a vereador reeleitos.

Fonte: Elaboração própria, 2021.

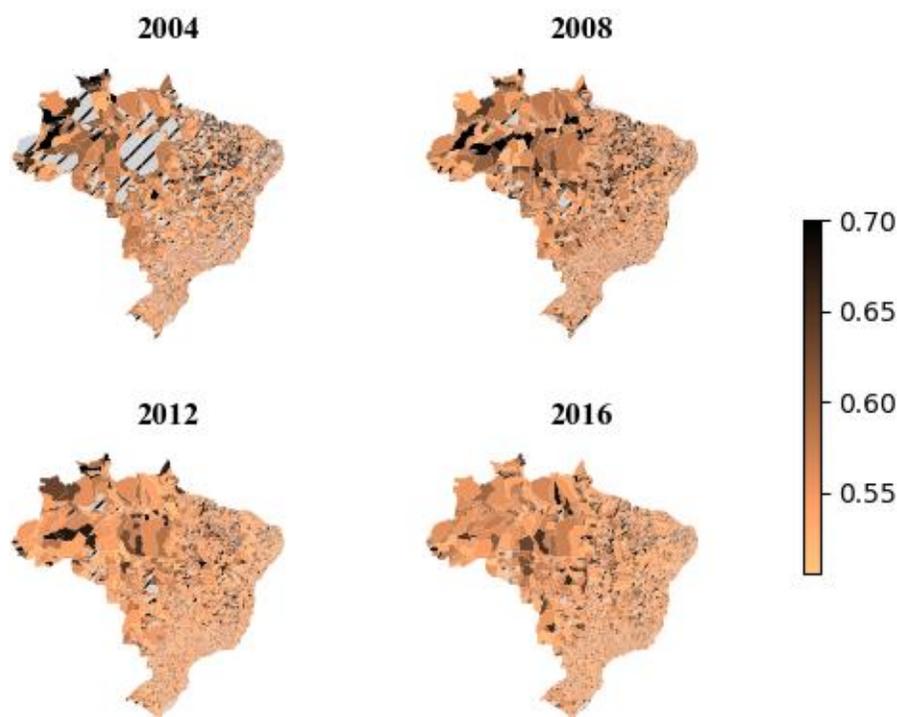
Os controles são um conjunto de variáveis demográficas e eleitorais costumeiramente utilizadas na literatura e são os mesmos utilizados por Bugarin (2015) e Bugarin e Tanaka (2018). As variáveis de estrutura educacional e etária capturam a variação na demanda por serviços do governo (ALMEIDA; SAKURAI, 2018). Como o tamanho do distrito e a presença incumbentes podem influenciar o financiamento de campanhas (CURRY *et al.*, 2013, WEINSCHENK; HOLBROOK, 2013), o número de candidatos, vagas e eleitores, bem como reeleição e reeleitos também foram incluídas. As variáveis de renda e urbanização são utilizadas por Bugarin (2015) e Bugarin e Tanaka (2018) para controlar o tamanho da economia do município e sua população urbana, que são possivelmente correlacionados com gastos eleitorais.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas para variáveis explicativas (2004 – 2016).

	Obs.	Média	Desv. Padrão	Mín	25%	50%	75%	Máx
Gini	20044	0.58	0.05	0.5	0.55	0.56	0.59	0.92
Renda	20044	1.02	0.32	0.24	0.76	1.02	1.24	2.89
GiniRenda	20044	2.94	0.35	2.09	2.69	2.87	3.14	5.02
Frag Educ	20044	0.75	0.04	0.45	0.73	0.76	0.78	0.86
Jovem	20044	0.04	0.01	0	0.02	0.03	0.04	0.1
Sênior	20044	0.07	0.02	0.01	0.06	0.07	0.08	0.2
Frag Idade	20044	0.84	0.01	0.78	0.83	0.84	0.84	0.87
Urbano	20044	3035.06	21050.56	16.83	288.41	650.16	1630.47	1192983
ExecCandidatos	20044	2.94	1.29	1	2	3	3	16
ExecCandidatos2	20044	10.31	11.65	1	4	9	9	256
LegCandidatos	20044	74.4	80.03	9	34	53	85	1714
LegCandidatos2	20044	11939.95	64217.67	81	1156	2809	7225	2937796
Eleitores	20044	24.98	153.14	0.83	4.32	8.35	17.31	8886.32
Vagas	20044	9.88	2.56	9	9	9	9	55
Seg Turno	20044	0.01	0.09	0	0	0	0	1
ExecReeleição	20044	0.49	0.5	0	0	0	1	1
LegReeleição	20044	7.34	2.79	0	6	7	8	45
ExecReeleito	20044	0.27	0.45	0	0	0	1	1
LegReeleito	20044	3.71	1.97	0	2	4	5	33

Fonte: Elaboração própria, 2021.

Figura 4 – Coeficientes de Gini para os municípios brasileiros 2004 – 2016.



Fonte: Elaboração própria, 2021.

6 Prefeitos - Resultados

A tabela 7 mostra os resultados para as estimações com receitas privadas de campanha e baixa de estimáveis para prefeitos. Em parênteses, abaixo dos coeficientes estimados, são apresentados os erros padrões. As variáveis dependentes para as regressões 1, 2, 3, e 4 são respectivamente receitas privadas por eleitor, receitas privadas por habitante, baixa de estimáveis por eleitor e baixa de estimáveis por habitante. Em todos os casos, um teste F para as dummies de ano indicou que os efeitos fixos de ano deveriam ser mantidos (tabela 1).

Como esperado, o coeficiente estimado para o coeficiente de Gini é positivo e significativo em todos os casos, indicando que desigualdade de renda afeta gastos e receitas de campanhas eleitorais positivamente. Esse efeito parece ser maior em termos populacionais do que em termos de eleitores, uma vez que os modelos 2 e 4 exibem coeficientes maiores do que os modelos 1 e 3. Como a variável dependente é o logaritmo de base 10 (e não o logaritmo natural) de um valor monetário, os coeficientes não podem ser interpretados como variação percentual. Na realidade, o coeficiente de 1.81 da regressão 1 nos diz que ao colocar todas as demais variáveis para seu valor mediano na amostra, um aumento de 0,01 no coeficiente de Gini implica em um aumento de 0,0015 no log das receitas privadas por eleitor para prefeitos em 2004. Essa diferença parece pequena, mas implica que uma queda de 0.25 pontos no coeficiente de Gini reduz as receitas privadas em aproximadamente R\$ 0,65 por eleitor. É importante

notar que neste caso não há motivos para preferir o logaritmo de base natural em detrimento de qualquer outra base, uma vez que a interpretação de variação percentual de regressões log-lineares é uma aproximação que é aplicável apenas a coeficientes pequenos⁸. Apesar da especificação deste estudo não ser exatamente a mesma utilizada em estudos anteriores dada a estrutura de painel dos dados (todos os estudos anteriores para o Brasil eram *cross-sections*), os resultados principais vão na mesma direção que Bugarin (2015) e Bugarin e Tanaka (2018).

GiniRenda tem um coeficiente negativo e *Renda* tem um coeficiente positivo, sugerindo não somente que candidatos recebem mais doações em municípios mais ricos, mas que o efeito da desigualdade de renda tende a diminuir gradativamente à medida que um município enriquece. *FragEduc* também tem um coeficiente positivo, sugerindo que cidadãos em municípios com níveis educacionais mais heterogêneos tendem a doar mais. Isso tende a reforçar os resultados, uma vez que é de se esperar que desigualdade de renda e fragmentação educacional tenham correlação alta. Também é interessante notar que *Jovem* e *Sênior* são positivamente correlacionados com contribuições privadas. Como jovens e idosos acima de 70 anos não são obrigados a votar, candidatos podem ter de gastar mais recursos para atrair votos de eleitores de tais grupos etários. O número de candidatos também é positivamente correlacionado com custos de campanha. Isso é esperado, uma vez que mais candidatos geram mais competição, aumentando os custos das eleições. Esse efeito, porém, decresce à medida que o número de candidatos aumenta muito, uma vez que o coeficiente estimado para *Candidatos2* é negativo.

As variáveis *Reeleição* e *Reeleito* apresentam sinais diferentes. Era esperado que a presença de candidatos à reeleição tenderia a reduzir custos de campanha devido às vantagens que estar no cargo proporcionam. Contudo, esse não foi o caso para as regressões 1 e 2. Uma possível explicação é que um candidato à reeleição aumenta a competição, uma vez que um candidato a mais representa um aumento expressivo no número de concorrentes (ao menos 75% de todos os municípios tiveram até 3 candidatos a prefeito). No caso dos que de fato conseguem se reeleger, as vantagens de estar no cargo podem de fato reduzir a necessidade de doações. Outra explicação é que alguns candidatos à reeleição preveem que podem perder as eleições e tendem a gastar mais em suas campanhas, fazendo com que suas bases aumentem o volume de doações. Nesse caso, o efeito para prefeitos não reeleitos domina o dos reeleitos em termos de contribuições privadas.

⁸ A relação entre $\log_{10}(x)$ e $\ln(x)$ é que $\log_{10}(x) = \frac{\ln(x)}{\ln(10)} = \frac{\ln(x)}{2,3}$. Assim, se a regressão 1 fosse estimada com $\ln(\text{ExecPerVot})$ como variável dependente, o coeficiente estimado para a variável Gini seria de $1,81 * 2,3 = 4,16$, com as mesmas estatísticas t e P-Valores. A vantagem do uso de $\log_{10}(x)$ é que a base 10 facilita a interpretação de valores preditos. Suponha que, ao substituir valores numéricos nas variáveis explicativas do modelo 1, obtemos $\log_{10}(\text{ExecPerVot}) = 4,5$. Se soubermos que $\log_{10}(10000) = 4$ e que $\log_{10}(100000) = 5$, é fácil notar que $\text{ExecPerVot} \approx 30000$.

Tabela 7 – Resultados das estimações das eleições para prefeito - efeitos fixos.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pref/Ele</i>	<i>Pref/Hab</i>	<i>BE-Pref/Ele</i>	<i>BE-Pref/Hab</i>
<i>Gini</i>	1.81*** (0.67)	4.07*** (0.66)	4.31*** (1.30)	5.83*** (1.28)
<i>GiniRenda</i>	-0.33** (0.14)	-0.81*** (0.14)	-0.85*** (0.27)	-1.16*** (0.26)
<i>Renda</i>	0.18** (0.09)	0.55*** (0.09)	0.66*** (0.17)	0.89*** (0.17)
<i>Frag Educ</i>	0.85*** (0.30)	0.93*** (0.30)	4.08*** (0.59)	3.91*** (0.57)
<i>Jovem</i>	3.55*** (1.02)	3.20*** (1.01)	2.87 (1.86)	2.81 (1.82)
<i>Sênior</i>	1.52*** (0.56)	2.44*** (0.55)	2.45** (1.05)	3.30*** (1.03)
<i>Frag Idade</i>	-1.01 (1.54)	-0.02 (1.52)	3.41 (2.91)	4.12 (2.86)
<i>Urbano</i>	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
<i>Candidatos</i>	0.13*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.19*** (0.02)	0.18*** (0.02)
<i>Candidatos2</i>	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
<i>Eleitores</i>	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
<i>Seg Turno</i>	0.08 (0.05)	0.07 (0.05)	-0.01 (0.08)	-0.02 (0.08)
<i>Reeleição</i>	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)
<i>Reeleito</i>	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.09*** (0.02)	-0.09*** (0.02)
<i>Constante</i>	3.28** (1.27)	1.96 (1.25)	-3.80 (2.42)	-4.61* (2.38)
<i>Obs.</i>	20044	20044	15033	15033
<i>r² ajustado</i>	0.06	0.08	0.15	0.16
<i>r² within</i>	0.06	0.08	0.15	0.16
<i>r² overall</i>	0.05	0.07	0.03	0.04
<i>r² between</i>	0.06	0.10	0.02	0.03
<i>σ_u</i>	0.37	0.43	0.93	0.97
<i>σ_e</i>	0.44	0.43	0.60	0.59
<i>ρ</i>	0.42	0.50	0.71	0.73
<i>Dummies ano</i>	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria, 2021.

Nota: Modelos para eleições para prefeitos - coeficientes estimados
 Variáveis dependentes são: Pref/Ele - receitas privadas de prefeito
 Pref/Hab - receitas privadas de prefeitos por habitante, Be-Pref
 estimáveis de prefeitos por eleitor e Be-Pref/Hab - baixa de estimáveis
 habitante. Erros padrões robustos entre parênteses, *p < 0.1, **p < 0.0

7 Vereadores - Resultados

A tabela 8 mostra os resultados das estimações de efeitos fixos para as eleições para vereadores.

As variáveis dependentes para as regressões de 5 a 10 são respectivamente o logaritmo de base 10 de doações privadas por eleitor, doações privadas por eleitor por vaga, doações privadas por habitante, baixas de estimáveis por eleitor, baixas de estimáveis por eleitor por vaga e baixas de estimáveis por habitante. Em todos os casos, o coeficiente estimado para a variável *Gini* é positiva e significativa ao nível de 1%, reforçando os resultados obtidos para prefeitos. O coeficiente de 1.86 da regressão 5 nos diz que ao colocar todas as demais variáveis para seu valor médio na amostra, um aumento de 0.01 no coeficiente de Gini implica em um aumento de 0.00092 no log das receitas privadas por eleitor para vereadores em 2004. Assim, uma diminuição de 0.25 no coeficiente de Gini implica em uma queda de R\$ 0,28 por eleitor nas receitas privadas de vereadores.

Para as variáveis de controle, os sinais dos controles são bastante similares aos da tabela 7, com algumas diferenças. Para o caso dos vereadores, candidatos à reeleição tendem a aumentar o volume de doações privadas, mas reduzir o de baixas de estimáveis. Como candidatos a vereador tendem a depender mais de baixas de estimáveis do que candidatos ao cargo de prefeito, doações diretas de bens ou serviços podem ser recursos mais acessíveis para aqueles candidatos que não podem contar com as vantagens de já estar no cargo. Finalmente, o número de vagas em disputa afeta o volume de doações privadas e de baixas de estimáveis negativamente. Isso pode ser explicado em termos de competição: quanto mais vagas, menos acirrada é a competição entre os candidatos.

Tabela 8 – Resultados das estimações das eleições para vereadores - efeitos fixos.

	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Ver/Ele	Ver/Ele/Vag	Ver/Hab	Be-Ver/Ele	Be-Ver/Ele/Vag	Be-Ver/Hab
<i>Gini</i>	1.861*** (0.586)	1.901*** (0.586)	4.160*** (0.583)	3.669*** (1.047)	3.193*** (0.922)	5.244*** (1.038)
<i>GiniRenda</i>	-0.345*** (0.118)	-0.354*** (0.118)	-0.834*** (0.117)	-0.729*** (0.210)	-0.639*** (0.187)	-1.055*** (0.209)
<i>Renda</i>	0.316*** (0.078)	0.320*** (0.078)	0.688*** (0.077)	0.467*** (0.135)	0.418*** (0.120)	0.701*** (0.133)
<i>Frag Educ</i>	0.967*** (0.259)	0.941*** (0.259)	1.032*** (0.254)	3.635*** (0.503)	3.228*** (0.430)	3.441*** (0.494)
<i>Jovem</i>	0.986 (0.968)	0.938 (0.968)	0.652 (0.954)	1.257 (1.632)	1.249 (1.391)	1.231 (1.610)
<i>Sênior</i>	-0.982* (0.535)	-0.983* (0.536)	-0.082 (0.528)	1.791** (0.855)	1.284* (0.739)	2.429*** (0.840)
<i>Frag Idade</i>	1.014 (1.356)	1.030 (1.356)	1.959 (1.342)	3.017 (2.375)	2.786 (2.070)	3.688 (2.346)
<i>Urbano</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001** (0.000)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>Candidatos</i>	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>Candidatos2</i>	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Eleitores</i>	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.011*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
<i>Seg Turno</i>	-0.012*** (0.003)	-0.047*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.027*** (0.005)	-0.061*** (0.004)	-0.031*** (0.005)
<i>Reeleição</i>	0.047** (0.020)	0.050** (0.020)	0.051*** (0.019)	-0.069* (0.037)	-0.060* (0.032)	-0.072** (0.037)
<i>Reeleito</i>	0.051** (0.023)	0.053** (0.023)	0.058*** (0.022)	0.093** (0.038)	0.082** (0.033)	0.107*** (0.038)
<i>Constante</i>	1.649 (1.109)	1.010 (1.110)	0.388 (1.099)	-2.053 (1.974)	-2.104 (1.720)	-2.819 (1.950)
<i>Obs.</i>	20044	20044	20044	14945	14945	14945
<i>r² ajustado</i>	0.180	0.167	0.214	0.092	0.116	0.108
<i>r² within</i>	0.181	0.168	0.214	0.093	0.117	0.109
<i>r² overall</i>	0.076	0.109	0.096	0.019	0.065	0.035
<i>r² between</i>	0.026	0.095	0.071	0.013	0.071	0.031
<i>σ_u</i>	0.346	0.348	0.405	0.643	0.575	0.676
<i>σ_e</i>	0.374	0.374	0.369	0.482	0.418	0.476
<i>ρ</i>	0.461	0.464	0.547	0.641	0.654	0.669
<i>Dummies ano</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Elaboração própria, 2021.

Nota: Modelos para eleições para vereadores - coeficientes estimados por efeitos fixos. Variáveis dependentes são: Ver/Ele - receitas privadas de vereadores por eleitor, Ver/Ele/Vag - receitas privadas de vereadores por eleitor por vaga, Ver/Hab - receitas privadas de vereadores por habitante, Be-Ver/Ele - baixa de estimáveis de vereadores por eleitor, Be-Ver/Ele/Vag - baixa de estimáveis de vereadores por eleitor por vaga e Be-Ver/Hab - baixa de estimáveis de vereadores por habitante. Erros padrões robustos entre parênteses, *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

8 Discussão

As figuras 5 e 6 contém, para cada ano da amostra, as médias da despesa por eleitor e da receita privada por eleitor dos 100 municípios menos desiguais e dos 100 municípios mais desiguais. É possível notar que em todos os casos, a média de despesas/receitas é sempre maior para os municípios com maior desigualdade de renda. Isso não se trata de evidência causal, mas é um indicativo da relação positiva entre desigualdade de renda e gastos eleitorais.

Utilizando os coeficientes obtidos nas estimações acima, a tabela 9 contém, em reais de 2012, o efeito do aumento de 0,1 pontos do Gini, no valor absoluto das variáveis dependentes para cada regressão⁹. Os valores foram obtidos ao colocar todas as outras variáveis em seus valores medianos. O valor 0,25 da linha (1) e coluna 2004, por exemplo, indica que em 2004, um aumento/diminuição de 0.1 no Gini implicaria em uma elevação/queda de R\$ 0,25 na receita privada por eleitor dos prefeitos. Note que é possível que o efeito seja negativo, uma vez que o coeficiente da interação do índice de Gini com a renda per capita é negativo.

Tabela 9 – Efeitos de um aumento de 0,1 no Gini sobre o valor absoluto das variáveis dependentes

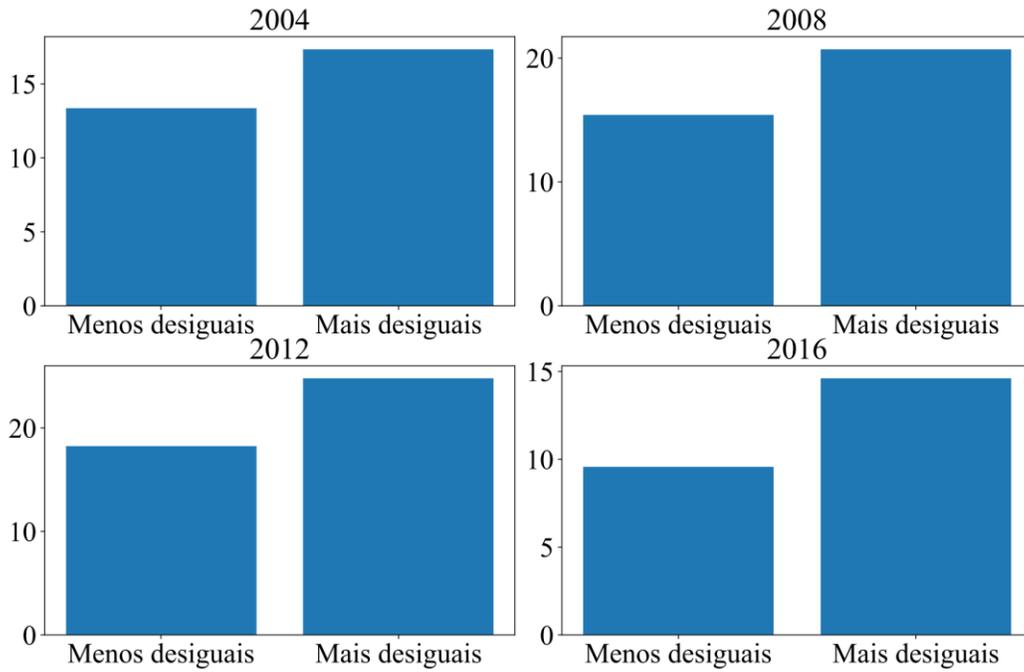
Ano	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
2004	0.25	0.01			0.11	0.01	-0.02			
2008	0.35	0.01	0.06	0	0.22	0.02	-0.03	0.02	0	-0.03
2012	0.41	0.01	0.06	0.01	0.28	0.03	-0.04	0.03	0	-0.05
2016	0.28	0.01	0.02	0	0.22	0.02	-0.03	0.01	0	-0.02

Fonte: Elaboração própria, 2021.

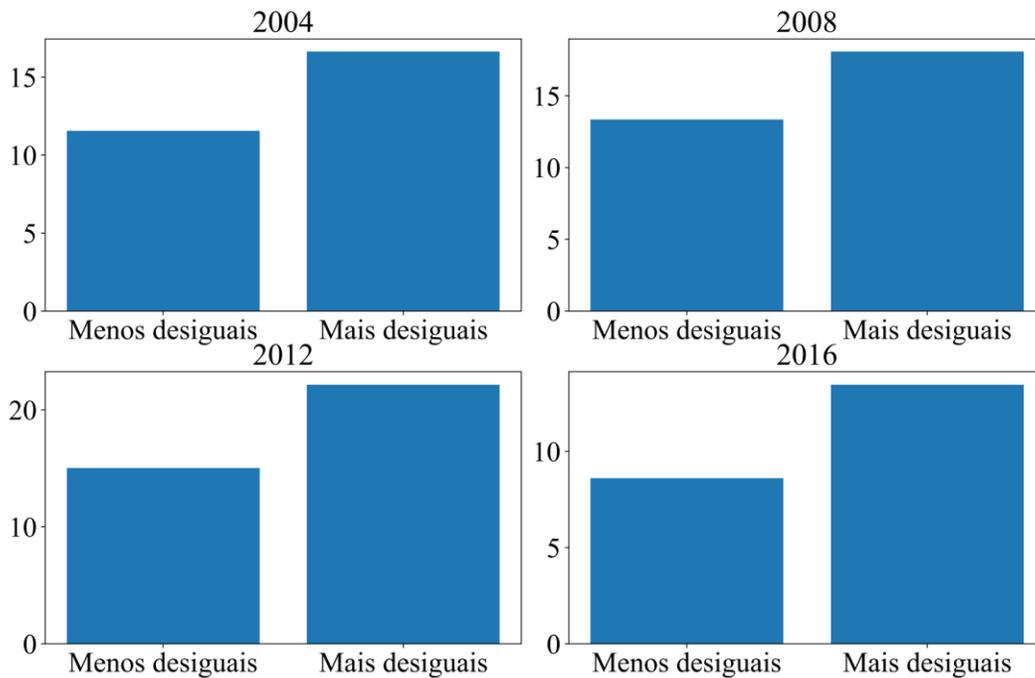
Nota: Efeitos de um aumento de 0,1 pontos no Gini sobre o nível (em unidades) das variáveis explicativas para cada regressão.

⁹ No modelo (1), por exemplo, a variável dependente é o logaritmo da receita privada por milhares de eleitores. Suponha que ao substituir valores numéricos do lado direito da regressão (1) obtemos o valor x . Portanto, efeito no nível da receita privada por eleitor é: $\log_{10} \frac{\text{receita}}{\text{eleitores}} = x \rightarrow 10^x = \frac{1000 \cdot \text{receita}}{\text{eleitores}} \rightarrow \frac{\text{receita}}{\text{eleitores}} = \frac{10^x}{1000}$. Suponha agora que $x_{(+0,1)}$ é o valor obtido ao substituir os mesmos valores do lado direito da regressão (1), com a diferença de que o índice de Gini é 0,1 pontos maior que anteriormente. O impacto da mudança do índice de Gini no nível da receita privada por eleitor é então: $\frac{10^{x_{(+0,1)}}}{1000} - \frac{10^x}{1000}$.

Figura 5 – Prefeitos - média da despesa e receita privada por eleitor para os 100 municípios mais/menos desiguais



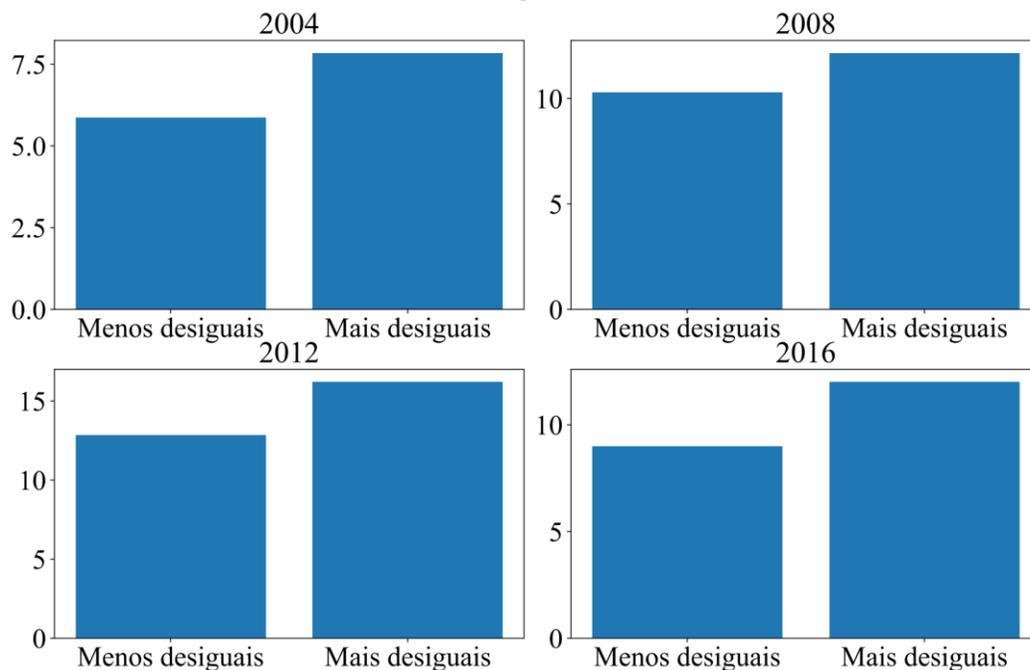
(a) Despesa total por eleitor



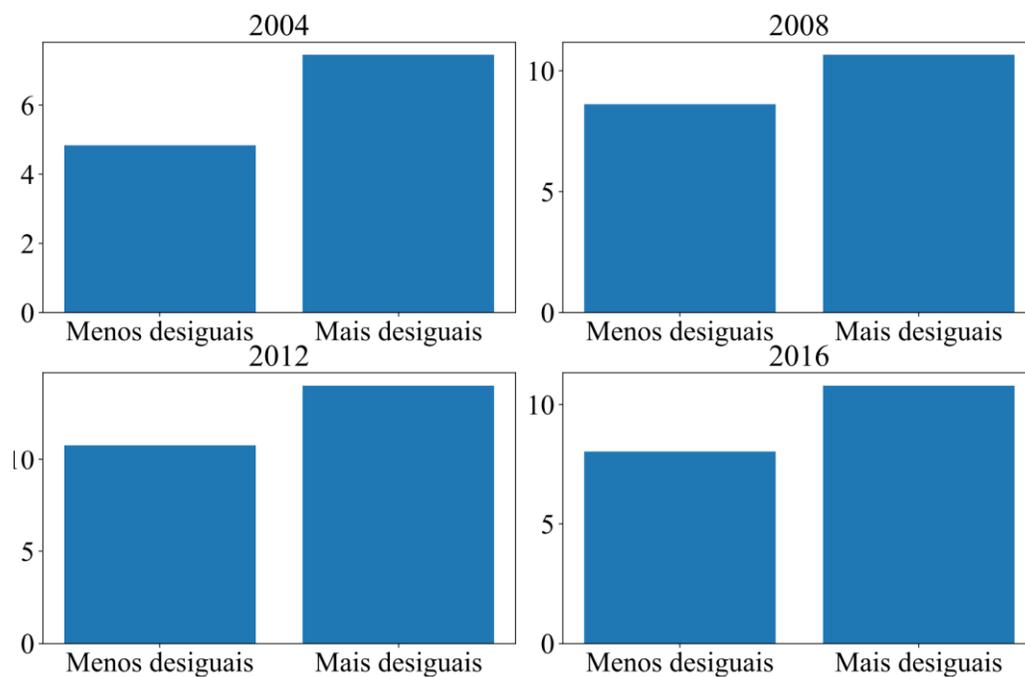
(b) Despesa privada por eleitor

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do TSE, 2021.

Figura 6 – Vereadores - média da despesa e receita privada por eleitor para os 100 municípios mais/menos desiguais.



(a) Despesa total por eleitor



(b) Receita privada por eleitor

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do TSE, 2021.

9 Conclusão

O presente estudo foi motivado por uma parte da literatura preocupada com o financiamento de gastos eleitorais. Mostramos como a desigualdade de renda dentro dos municípios brasileiros pode ser uma das possíveis causas para o alto custo das eleições no Brasil. Para isso, utilizamos um painel de 2004 a 2016 que cobre 4 eleições municipais e que contém receitas privadas e gastos de baixas de estimáveis (estimativas em reais de bens e serviços doados a candidatos) agregados por município e por cargo em disputa (vereadores e prefeitos).

Os modelos de Efeitos Fixos indicaram que o índice de Gini da renda formal, estimado com dados da RAIS, é positivamente correlacionado com doações privadas de campanha e com gastos de baixas de estimáveis. Uma possível crítica ao presente estudo é a falta de uma variável de explicativa que controle pelo efeito do Programa Bolsa Família, que contribuiu fortemente para a redução da desigualdade no país (BARROS 2007). Em estimações preliminares, o número de beneficiários do Bolsa Família foi utilizado como variável de controle, mas sua inclusão acarretava a perda de muitas observações. Por esse motivo, os resultados aqui apresentados não incluem tal variável.

As evidências aqui encontradas contribuem para o debate acerca da desigualdade de renda no Brasil e em outras democracias jovens. Campanhas que demandam mais recursos criam ambientes que favorecem candidatos cujas bases eleitorais possuem mais meios para contribuir, mas que pedem em troca uma provisão menor de bens públicos, estimulando a criação de políticas públicas menos distributivas. Especialmente em um país com índices de desigualdade de renda historicamente altos como o Brasil, manter a estabilidade institucional e a confiança dos cidadãos no processo eleitoral passa pela redução da desigualdade de renda.

Este estudo econométrico utilizou gastos e receitas eleitorais de eleições municipais brasileiras. Porém, eleições em outras esferas de governo, em especial para o governo nacional foram deixadas de fora. Além disso, estudos similares para democracias já consolidadas também podem trazer novas evidências acerca da relação entre desigualdade e gastos eleitorais. Essas são sugestões que deixamos para pesquisas futuras.

Referências

- ACEMOGLU, Daron; ROBINSON, James A. Why did the west extend the franchise? growth, inequality and democracy in historical perspective. **Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n.3, p. 1167–1199, nov. 2000.
- ALESINA, Alberto; RODRIK, Dani. Distributive Politics and Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p. 465–490, mai. 1994.
- ALI, Mukhtar M.; SHARMA, Subhash C. Robustness to nonnormality of regression F-tests. **Journal of Econometrics**, v. 71, n. 1, p. 175–205, mar. 1996.

- ALIN, Aylin. Multicollinearity. **Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics**, v. 2, n. 3, p. 370 – 374, mai. 2010.
- ALMEIDA, Rodrigo Borges De; SAKURAI, Sergio Naruhiko. Incentivos eleitorais e regras fiscais (não tão) rígidas: novas evidências para os municípios brasileiros a partir da rubrica restos a pagar. **Anais do XLIV Encontro Nacional de Economia**, p. 1-18, 2018. Natal/RN 12 a 15 de dezembro de 2018.
- ARELLANO, M. Computing Robust Standard Errors for Within-Groups Estimators. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 49, n. 4, p. 431–434, nov. 1987.
- BARON, David P. Electoral competition with informed and uninformed voters. **American Political Science Review**, Cambridge University Press, v. 88, n. 1, p. 33–47, mar. 1994.
- BARROS, Ricardo. A efetividade do salário mínimo em comparação a do programa bolsa família como instrumento de redução da pobreza e da desigualdade. In: BARROS, Ricardo; FOGUEL, Miguel Nathan; ULYSSEA, Gabriel (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília, Brazil: IPEA, 2007. cap. 34, p. 507–549.
- BILLOR, Nedret; HADI, Ali S.; VELLEMAN, Paul F. BACON: blocked adaptive computationally efficient outlier nominators. **Computational Statistics & Data Analysis**, v. 34, n. 3, p. 279–298, set. 2000.
- BUGARIN, Mauricio. **Inequality and the Cost of Electoral Campaigns in Brazil and Japan**. Saarbrücken: LAP LAMBERT Academic Publishing, 2015.
- BUGARIN, Mauricio; SAKURAI, Sergio Naruhiko; PORTUGAL, Adriana Cuoco. Inequality and the cost of electoral campaigns. In: BLOFIELD, Merike (Ed.). **The great gap: inequality and the politics of redistribution in Latin America**. University Park, Pa: Pennsylvania State University Press, 2011. cap. 7, p. 217–244.
- BUGARIN, Maurício; TANAKA, Michel Cunha. Inequality and the cost of electoral campaigns: Evidence from the Brazilian 2012 municipal elections. In: TEIXEIRA, Joaquin (Ed.). **Essays on Political Economy and Society**. Curitiba, Brazil: CRV, 2018. p. 109–128.
- CINGANO, Federico. Trends in income inequality and its impact on economic growth. **OECD Social, Employment and Migration Working Papers**, OECD Publishing, Paris, v. 163, dez. 2014.
- DIXON, Philip M. et al. Bootstrapping the gini coefficient of inequality. **Ecology**, v. 68, p. 1548–1551, out. 1987.
- DOWNS, Anthony. An economic theory of political action in a democracy. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, v. 65, n. 2, p. 135–150, abr. 1957.
- ENGERMAN, Stanley L.; SOKOLOFF, Kenneth Lee. Factor endowments, inequality, and paths of development among new world economies. **Economía**, Project Muse, v. 3, n. 1, p. 41–109, out. 2002.
- FRIEDRICH, Robert J. In defense of multiplicative terms in multiple regression equations. **American Journal of Political Science**, Midwest Political Science Association, Wiley, v. 26, n. 4, p. 797–833, nov. 1982.
- GLASSER, Gerald J. Variance formulas for the mean difference and coefficient of concentration. **Journal of the American Statistical Association**, Taylor & Francis, v. 57, n. 299, p. 648–654, set. 1962.
- GOLDBERGER, Arthur. **A course in econometrics**. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1991.
- JAMES, Gareth. **An introduction to statistical learning: with applications in R**. New York, NY: Springer, 2013.
- KNIEF, Ulrich; FORSTMEIER, Wolfgang. Violating the normality assumption may be the lesser of two

evils. **Behavior Research Methods**, p. 1-15, mai. 2020.

KUZNETS, Simon. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, American Economic Association, v. 45, n. 1, p. 1–28, mar. 1955.

LUMLEY, Thomas et al. The importance of the normality assumption in large public health data sets. **Annual Review of Public Health**, v. 23, n. 1, p. 151–169, mai. 2002.

MOISES, Jose. **Democracia e confiança**: por que os cidadãos desconfiam das instituições públicas. Sao Paulo, SP, Brasil: EDUSP, 2010.

PARK, Hun Myoung. **Practical guides to panel data modeling**: A step-by-step analysis using Stata. Tutorial Working Paper - Graduate School of International Relations, International University of Japan, out. 2011.

PERSSON, Torsten. **Political economics**: explaining economic policy. Cambridge, Mass: MIT Press, 2000.

ROEMER, John. **Political equilibrium with private or / and public campaign finance**: A comparison of institutions. Cowles Foundation Discussion Paper No. 1409. Cowles Foundation for Research in Economics at Yale University, 2003.

SAMUELS, David. Money, elections, and democracy in Brazil. **Latin American Politics and Society**, [University of Miami, Wiley, Center for Latin American Studies at the University of Miami], v. 43, n. 2, p. 27–48, jul. 2001.

SAMUELS, David J. Financiamento de campanhas e eleições no Brasil: O que podemos aprender do ‘caixa um’ e propostas de reforma. In: **Reforma Política e Cidadania**. Instituto Cidadania/Editora Fundação Perseu Abramo, 2003.

TAYLOR, Jeffrey A.; HERRNSON, Paul S.; CURRY, James M. The impact of district magnitude on the legislative behavior of state representatives. **Political Research Quarterly**, SAGE Publications, v. 71, n. 2, p. 302–317, out. 2017.

THE Determinants of Campaign Spending in Mayoral Elections. **State Local Government Review**, [Sage Publications, Inc., Carl Vinson Institute of Government, University of Georgia], v. 46, n. 1, p. 13–27, mar. 2014.

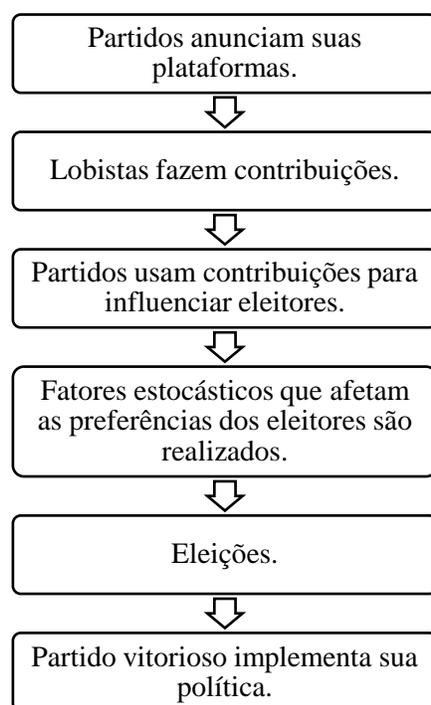
WHITE, Halbert. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, n. 4, p. 817–838, mai. 1980.

WILLIAMS, Matt N; GRAJALES, Carlos A. Gómez; KURKIEWICZ, Dason. Assumptions of multiple regression: Correcting two misconceptions. **Practical Assessment, Research and Evaluation**, v. 18, p. 11, set. 2013.

Apêndice A: Modelo

Esta seção apresenta o modelo de competição eleitoral entre partidos, lobistas e eleitores em que se baseia este estudo. A figura 7 descreve a implementação do jogo. Partidos políticos anunciam suas plataformas políticas e baseado nelas, lobistas fazem contribuições de campanha. Os partidos usam as contribuições para persuadir eleitores, que também são influenciados por fatores estocásticos que determinam suas preferências. Após as eleições, os partidos ganham o número de assentos proporcional ao número de votos recebidos, de forma que o partido com mais assentos implementa sua plataforma. O jogo é resolvido por indução retroativa.

Figura 7 Modelo de competição eleitoral.



Fonte: autores.

Suponha que haja um contínuo de eleitores $\Omega = [0,1]$ e que cada eleitor pertença a apenas duas classes sociais ($J = P, R$) baseadas na renda: R representa os eleitores da classe “Rica” e P os da classe “Pobre”. Seja ainda y^R a renda dos eleitores Ricos e y^P a renda dos eleitores Pobres. Naturalmente, $y^R > y^P$. Uma classe social J tem uma massa α^J tal que $\alpha^P + \alpha^R = 1$. No modelo, há mais eleitores pobres do que ricos ($\alpha^P > \alpha^R$). Dois partidos ($P = A, B$) competem declarando uma quantidade *per capita* do bem público g , cujo financiamento é feito por um imposto τ , comum a todos os eleitores.

Seja c o financiamento de campanha *per capita*. A restrição orçamentária do governo é então

$$\alpha^P \tau y^P + \alpha^R \tau y^R = \tau y = g + c, \text{ onde } y = \alpha^P y^P + \alpha^R y^R.$$

A função de utilidade dos eleitores é composta de duas partes. A primeira depende do consumo de um bem privado e do bem público. A renda de um eleitor líquida de impostos é $(1 - \tau)y^J \rightarrow \frac{y}{y}(1 - \tau)y^J = (y - g - c)\frac{y^J}{y}$, que é normalizada como a utilidade do consumo privado. A utilidade com relação ao bem público é $H(g)$, onde H é uma função estritamente crescente e côncava. Seja $(H')^{-1}$ a inversa da derivada de H . Então $(H')^{-1}$ e $H \circ (H')^{-1}$ são funções estritamente convexas. A equação 1 mostra a primeira parte da utilidade de um eleitor.

$$W^J(g) = (y - g - c)\frac{y^J}{y} + H(g) \quad (1)$$

Ao maximizar a equação 1 para obtêm-se a provisão ótima de g para cada classe.

$$g_J^* = (H')^{-1}\left(\frac{y^J}{y}\right), \quad J \in R, P$$

Segue que $g_P^* > g_R^*$. Isso significa que os Pobres preferem uma provisão maior de g do que os Ricos. Intuitivamente, os Ricos pagam mais por g , implicando em uma preferência menor por tal bem.

A segunda parte da utilidade de um eleitor depende da sua ideologia. Ela depende da influência dos gastos de campanha no eleitor e de duas variáveis estocásticas que determinam seu viés com relação ao partido B . A primeira variável estocástica δ é comum a toda população e está associada à realização do estado da natureza (crises, guerras etc.). Por simplicidade, supõe-se que δ é uniformemente distribuída em $\left[-\frac{1}{2\psi}, \frac{1}{2\psi}\right]$, onde $\psi > 0$ mede a sensibilidade da sociedade à choques. Quanto maior ψ , menor a sensibilidade.

A segunda variável estocástica, σ^{ij} , reflete o viés de um eleitor com relação ao partido B . Ela é suposta uniformemente distribuída em $\left[-\frac{1}{2\psi^J}, \frac{1}{2\psi^J}\right]$. $\Psi^J > 0$ mede a homogeneidade entre eleitores de uma mesma classe. Quanto menor Ψ^J , mais heterogênea é a classe. Assuma que $\Psi^J = \Psi$, $J = R, P$. Note que valores positivos de δ e σ^{ij} indicam viés positivo com relação ao partido B .

Gastos de campanha afetam a utilidade de um eleitor linearmente, o que possibilita que lobistas influenciem as preferências dos eleitores ao doar recursos para partidos. Sejam C_A e C_B os gastos de campanha dos partidos A e B . A popularidade de B aumenta se $C_B > C_A$. Se a efetividade dos gastos de campanha é representada por $h > 0$, então caso B ganhe as eleições, a utilidade total do eleitor i da classe J é representada pela equação 2:

$$W^J(g_b) + \delta + \sigma^{ij} + h(C_B - C_A) \quad (2)$$

Eleitores escolhem seus partidos após o anúncio das plataformas. O eleitor i a classe J escolherá

A se:

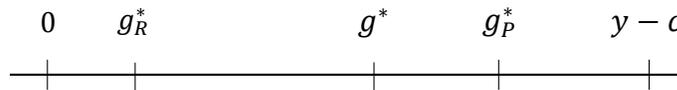
$$W^J(g_A) > W^J(g_B) + \delta + \sigma^{ij} + h(C_B - C_A) \quad (3)$$

Onde g_A e g_B são as plataformas anunciadas pelos partidos.

Calcular a política socialmente ótima g^* fornece um parâmetro para comparar resultados de bem-estar. Note que as variáveis estocásticas têm valor esperado zero e podem ser removidas das utilidades. Gastos de campanha são uma decisão dos partidos e podem ser removidos. Assim, a utilidade ex-ante dos eleitores é $W^J(g) = (y - g - c) \frac{\gamma^J}{y} + H(g)$.

Maximizar a função de bem-estar social dos eleitores ($W(g) = \sum_J \sigma^J W^J(g)$) resulta em $g^* = (H')^{-1}$, que é a política socialmente ótima. A figura 8 ilustra o ótimo social e as preferências de cada classe por g . Note que $g_R^* < g^* < g_P^*$.

Figura 8: Políticas preferidas de cada classe e política socialmente ótima



Fonte: autores.

Para cada classe J , o *swing voter* σ^J é o eleitor indiferente entre os dois partidos. Da equação 3 é possível notar que:

$$\sigma^J = W^J(g_A) - W^J(g_B) - h(C_B - C_A) - \delta \quad (4)$$

É possível mostrar que o número de votos no partido A é $\frac{1}{2}$ acrescido da soma da massa dos *swing voters* em cada classe.

$$\begin{aligned} \pi^A &= \sum_J \alpha^J \Psi \left[\sigma^J + \frac{1}{2\Psi} \right] \\ &= \sum_J \alpha^J \sigma^J \Psi + \sum_J \frac{\alpha^J \Psi}{2\Psi} \\ &= \frac{1}{2} + \Psi \sum_J \alpha^J \sigma^J \quad (5) \end{aligned}$$

Como $\sum_J \alpha^J = 1$, a probabilidade do partido A ganhar as eleições é a probabilidade de $\pi^A > \frac{1}{2}$. Da equação 4, isso ocorre se σ^J for maior que 0. Como ψ dá a distribuição de δ , escreva $W(g_A) = \sum_J \sigma^J W^J(g_A)$ e $W(g_B) = \sum_J \sigma^J W^J(g_B)$. Utilizando a equação 4, a probabilidade de A ganhar as eleições é:

$$\begin{aligned}
 p_A &= Prob\left[\pi^A > \frac{1}{2}\right] \\
 &= Prob[\delta < W^J(g_A) - W^J(g_B) - h(C_B - C_A)] \\
 &= \frac{1}{2} + \psi[W^J(g_A) - W^J(g_B) - h(C_B - C_A)] \quad (6)
 \end{aligned}$$

Por simetria:

$$p_B = \frac{1}{2} - \psi[W^J(g_A) - W^J(g_B) - h(C_B - C_A)] = 1 - p_A \quad (7)$$

Para determinar C_A e C_B , considere que partidos recebem financiamento público e privado. A parte pública é proporcional ao número de assentos obtidos pelo partido na legislatura anterior: $\beta_A + \beta_B = 1$, onde β_P é a representação do partido P . Seja c a distribuição per capita de fundos públicos. Então cada partido recebe $\beta_P * c$ em financiamento público.

Lobistas fazem contribuições privadas denominadas por C_P^J , onde $J = P, R$ e $P = A, B$. A função utilidade dos lobistas depende da implementação da política e da quantidade de recursos doados:

$$p_A W^J(g_A) + (1 - p_A) W^J(g_B) - \frac{1}{2} (C_A^J + C_B^J)^2$$

O problema dos lobistas da classe J é:

$$\max_{C_A^J, C_B^J \geq 0} p_A W^J(g_A) + (1 - p_A) W^J(g_B) - \frac{1}{2} (C_A^J + C_B^J)^2$$

Cuja solução é:

$$\begin{aligned}
 C_A^J &= \max\{0, \Psi h \alpha^J [W^J(g_A) - W^J(g_B)]\} \\
 C_B^J &= \max\{0, \Psi h \alpha^J [W^J(g_B) - W^J(g_A)]\} \quad (8)
 \end{aligned}$$

A doação total para o partido P é $\sum_J \alpha^J C_P^J$. Portanto, a contribuição total é $C_P = \beta_P c + \sum_J \alpha^J C_P^J$.

Partidos antecipam as contribuições que serão recebidas dos lobistas, Da equação 8:

$$\begin{aligned}
 C_A^J - C_B^J &= \Psi h \alpha^J [W^J(g_A) - W^J(g_B)] \\
 &= \Psi h \sum_J (\alpha^J)^2 [W^J(g_A) - W^J(g_B)] + (\beta_A + \beta_B) c \quad (9)
 \end{aligned}$$

Agora, da equação 6:

$$p_A(g_A, g_B) = \frac{1}{2} + \Psi h^2 \sum_J (\alpha^J)^2 [W^J(g_A) - W^J(g_B)] + (\beta_A + \beta_B) h c \quad (10)$$

Assim como eleitores, os partidos políticos também possuem preferências por g . O partido A prefere estritamente \bar{g}_A e B prefere estritamente \bar{g}_B . Assuma que A represente os Ricos e B os Pobres, de forma que $\bar{g}_A = g_R^*$ e $\bar{g}_B = g_P^*$. Desviar da política preferida causa perda de utilidade, mas há um *trade-*

off: os partidos podem desviar de suas políticas preferidas para atrair votos da outra classe social. Há um custo associado a tal desvio:

$$U_P(p_A, p_B) = p_P(g_A, g_B) - \gamma_P |\bar{g}_P - g_P|, \quad P = \{A, B\} \quad (11)$$

A primeira parte da equação 11 representa a utilidade obtida quando se obtém a maioria da legislatura. A segunda parte representa o custo de implementar uma política diferente da preferida pelo partido. Quanto maior γ_P maior tal custo.

Como A representa a classe dos Ricos, sua política preferida g_A^* está à esquerda de g^* , o que implica que um desvio para obter mais votos implica em um aumento com relação a g_A^* . O oposto ocorre para B . Assim, pode-se reescrever a equação 11 como:

$$\begin{aligned} U_A(p_A, p_B) &= p_A(g_A, g_B) - \gamma_A (g_A - g_A^*) \\ U_B(p_A, p_B) &= p_B(g_A, g_B) - \gamma_B (g_B^* - g_B) \end{aligned} \quad (12)$$

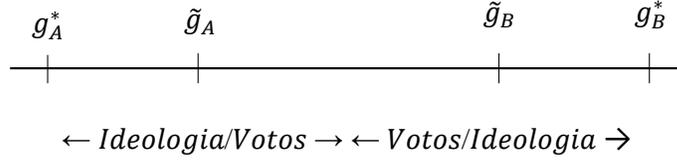
Após o anúncio das plataformas pelos partidos, a racionalidade sequencial reduz a forma extensiva do jogo para a forma normal, de forma que as utilidades dos partidos A e B são dadas pela equação 12. O equilíbrio de Nash dominante é:

$$\begin{aligned} \tilde{g}_A &= (H)^{-1} \left(\frac{\hat{y}}{y} + \frac{\gamma_A}{\Psi \hat{\alpha}} \right) \\ \tilde{g}_B &= (H)^{-1} \left(\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_B}{\Psi \hat{\alpha}} \right) \end{aligned} \quad (13)$$

Onde $\hat{y} = \frac{y + \Psi h^2 [(\alpha^P)^2 y^R + (\alpha^R)^2 y^P]}{\hat{\alpha}}$ e $\hat{\alpha} = \alpha^P (1 + \Psi h^2 \alpha^P) + \alpha^R (1 + \Psi h^2 \alpha^R)$. Na equação 13, note que o financiamento público não afeta a ação dos partidos, já que c não é parte da equação. Note também que sem *lobbies* e sem ideologia ($h = 0$ e $\gamma_P = 0$), ambos os partidos anunciarão a mesma política $\tilde{g}_A = \tilde{g}_B < g^*$. Caso houver ideologia e contribuições de lobistas, ($h > 0$ e $\gamma_P > 0$), os partidos tentarão se diferenciar: $\tilde{g}_A < g^L < \tilde{g}_B$. Nesse caso, contribuições privadas influenciarão a probabilidade de vitória de um partido.

Note que diferenças em \tilde{g}_A e \tilde{g}_B permitem diferenças em contribuições de campanha. Os Ricos financiarão A e os Pobres B . Aqui, os partidos enfrentam um *trade-off*: eles podem escolher uma política similar as suas preferências e receber mais votos de suas classes “nativas” ou tentar influenciar a outra classe por meio de campanhas financiadas com recursos doados por *lobbies*. A figura 9 ilustra as duas forças que agem sobre a escolha da política pelos partidos.

Figura 9 – Anúncio de plataformas.



Fonte: autores.

Das equações 8 e 13, é possível notar que o partido A receberá contribuições de campanha da classe R e o partido B da classe P . Para cada partido $P = A, B$, as contribuições totais serão:

$$\begin{aligned} C_A &= \beta_A c + \alpha^R C_A^R = \beta_A c + \Psi h(\alpha^R)^2 [W^R(\tilde{g}_A) - W^R(\tilde{g}_B)] \\ C_B &= \beta_B c + \alpha^P C_B^P = \beta_B c + \Psi h(\alpha^P)^2 [W^P(\tilde{g}_B) - W^P(\tilde{g}_A)] \end{aligned}$$

Onde o último termo em ambas as equações é a contribuição privada para os partidos A e B . A principal variável é a doação total, dada por:

$$\begin{aligned} C &= \Psi h(\alpha^R)^2 [W^R(\tilde{g}_A) - W^R(\tilde{g}_B)] + \Psi h(\alpha^P)^2 [W^P(\tilde{g}_B) - W^P(\tilde{g}_A)] \\ &= \Psi h\{(\alpha^R)^2 [W^R(\tilde{g}_A) - W^R(\tilde{g}_B)] + (\alpha^P)^2 [W^P(\tilde{g}_B) - W^P(\tilde{g}_A)]\} \quad (14) \end{aligned}$$

No modelo, um aumento da desigualdade corresponde a um aumento na porcentagem da renda total de posse da classe dos Ricos. A renda média é dada por: $y = \alpha^P y^P + \alpha^R y^R \rightarrow \frac{\alpha^P y^P}{y} + \frac{\alpha^R y^R}{y} = 1$. Portanto, uma redução em $\frac{\alpha^P y^P}{y}$ ou um aumento em $\frac{\alpha^R y^R}{y}$ aumentam a desigualdade.

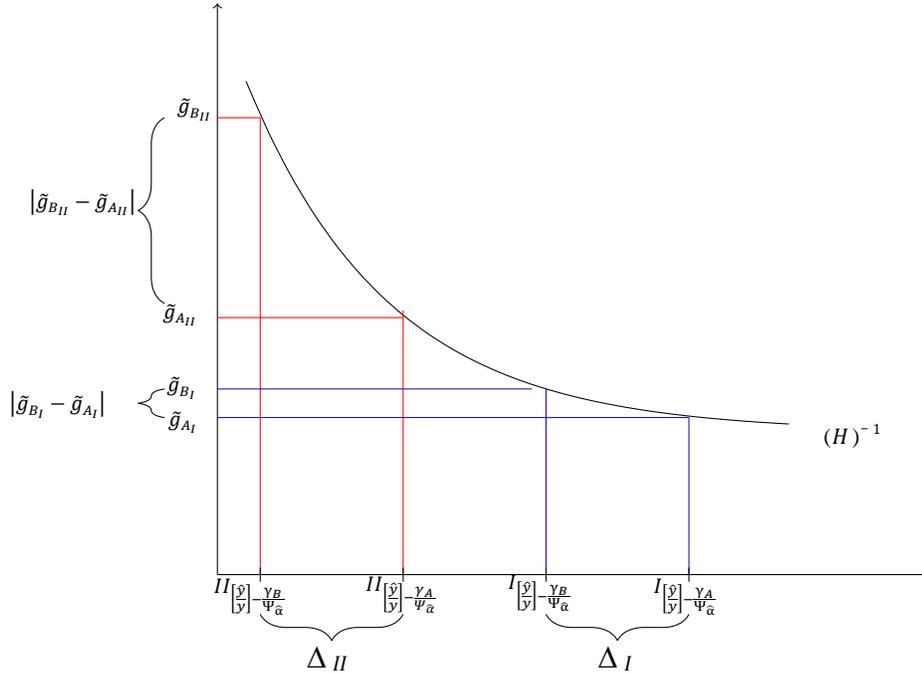
Defina agora $\beta = \frac{(\alpha^P)^2 y^P}{y} + \frac{(\alpha^R)^2 y^R}{y}$. Escrevendo $\alpha = \alpha^R$ e $x = \frac{\alpha^R y^R}{y}$, obtemos:

$$\beta = (1 - \alpha)(1 - x) + \alpha x = (1 - \alpha) - (1 - 2\alpha)x$$

Mas $\alpha = \alpha^R < \frac{1}{2} \rightarrow 1 - 2\alpha > 0$. Portanto, a medida que β diminui, a desigualdade aumenta.

Ademais, usando a expressão para \hat{y} na equação 13, pode-se substituir β para escrever $\frac{\hat{y}}{y} = \frac{1 + \Psi h^2 \beta}{\hat{\alpha}}$. Note que $\frac{\gamma_A}{\Psi \hat{\alpha}}$ e $\frac{\gamma_A}{\Psi \hat{\alpha}}$ não dependem da renda. Assim, um aumento na desigualdade resulta em uma diminuição de β e $\frac{\hat{y}}{y}$ diminui. A figura 10 mostra como $\frac{\hat{y}}{y} + \frac{\gamma_A}{\Psi \hat{\alpha}}$ e $\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_B}{\Psi \hat{\alpha}}$ caminham para a esquerda a medida que a desigualdade aumenta. Como $(H)^{-1}$ é decrescente e convexa, \tilde{g}_A e \tilde{g}_B aumenta.

Figura 10 – O efeito da desigualdade nas políticas anunciadas pelos partidos.



Fonte: autores.

Na figura 10, o subscripto (ou sobrescrito) *I* se refere ao caso anterior ao aumento na desigualdade e *II* ao caso posterior. À medida que a desigualdade aumenta, $\frac{\hat{y}}{y} + \frac{\gamma_A}{\psi\alpha}$ e $\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_B}{\psi\alpha}$ mudam para a esquerda, mas Δ_I e Δ_{II} permanecem os mesmos. Contudo, dado o formato de $(H)^{-1}$, $|\tilde{g}_{BII} - \tilde{g}_{AII}| > |\tilde{g}_{BI} - \tilde{g}_{AI}|$.

Quanto maior a desigualdade maior a diferença entre as utilidades que os eleitores obtêm do bem público correspondente ao anúncio das plataformas, $H(\tilde{g}_B) - H(\tilde{g}_A)$. Usando a equação 13, observe que $H(\tilde{g}_B) - H(\tilde{g}_A) = (H \circ (H')^{-1})\left(\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_B}{\psi\alpha}\right) - (H \circ (H')^{-1})\left(\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_A}{\psi\alpha}\right)$. Uma vez que $H \circ (H')^{-1}$ é convexa e como $\left(\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_P}{\psi\alpha}\right), P = \{A, B\}$ vai para à esquerda, $H(\tilde{g}_B) - H(\tilde{g}_A)$ aumenta.

Agora é possível mostrar que um aumento na desigualdade leva a um aumento nos gastos de campanha. Da equação 1, a diferença de utilidade entre eleitores da classe *J* é $W^J(\tilde{g}_B) - W^J(\tilde{g}_A) = (\tilde{g}_B - \tilde{g}_A) \frac{y^J}{y} + [H(\tilde{g}_B) - H(\tilde{g}_A)]$. Substituindo essa expressão na equação 14, obtêm-se:

$$\frac{c}{\psi h} = \underbrace{[\tilde{g}_B - \tilde{g}_A]}_I \underbrace{\left[(\alpha^P)^2 \frac{y^P}{y} - (\alpha^R)^2 \frac{y^R}{y} \right]}_{II} + \underbrace{[H(\tilde{g}_B) - H(\tilde{g}_A)]}_{III} \underbrace{[(\alpha^P)^2 - (\alpha^R)^2]}_{IV}$$

Note que *I*, *II* e *III* aumentam com a desigualdade. Já *IV* é maior que 0, pois $\alpha^P > \frac{1}{2} > \alpha^R > 0$.

Portanto um aumento na desigualdade implica em um aumento nos recursos usados em campanhas eleitorais. Intuitivamente, mais desigualdade significa que Ricos e Pobres tem preferências muito diferentes por g , o que significa que \tilde{g}_A e \tilde{g}_B ficam muito distantes. Lobistas, contudo, preveem que uma política muito diferente das suas preferidas pode ser implementada se o partido do outro espectro político ganhar as eleições. Como resultado, eles ficam mais dispostos a financiar seus próprios partidos, aumentando os gastos eleitorais.

Apêndice B: Coeficiente de Gini dos municípios brasileiros

Os coeficientes de Gini para os municípios brasileiros foram estimados pela diferença relativa de média para dados ordenados, como em Glasser (1962) e Dixon et al. (1987):

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n (2i - n - 1)x_i}{n \sum_{i=1}^n x_i}$$

Onde G é o coeficiente de Gini, x é um valor de renda observada, n é o número de valores e i é o ranking dos valores em ordem ascendente. Para obter um estimador não viesado, os valores foram multiplicados por $n/(n-1)$.

Apêndice C: Testes

A tabela 10 contém os VIFs das variáveis para todos os modelos estimados. Já as tabelas 11 e 12 contém os resultados para as estimativas sem a variável *Urbano*.

Tabela 10 – VIFs

	Prefeitos - Doações	Prefeitos - Baixa de Estimáveis	Vereadores - Doações	Vereadores - Baixa de Estimáveis
<i>Gini</i>	2.18	2.07	3.02	2.88
<i>GiniRenda</i>	3.22	3.27	5.65	5.77
<i>Renda</i>	2.42	2.26	2.91	2.72
<i>Frag Educ</i>	1.5	1.34	1.51	1.35
<i>Jovem</i>	8.32	7.49	8.39	7.57
<i>Sênior</i>	5.97	5.64	5.97	5.64
<i>Frag Idade</i>	7.77	7.59	7.82	7.65
<i>Urbano</i>	239.69	260.04	269.78	303.68

<i>Candidatos</i>	11.47	11.5	11.45	11.64
<i>Candidatos2</i>	11.71	11.46	7.41	7.41
<i>Eleitores</i>	233.56	255.07	251.24	282.86
<i>Seg. Turno</i>	1.39	1.38	5.86	5.78
<i>Reeleição</i>	1.69	1.66	1.73	1.49
<i>Reeleito</i>	1.72	1.71	1.48	1.5
<i>2008</i>	1.7		1.78	
<i>2012</i>	2.15	1.59	2.43	1.85
<i>2016</i>	2.82	2.06	3.07	2.3

Fonte: autores.

Tabela 11 – Resultados das estimações das eleições para prefeito sem *Urbano* - efeitos fixos.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pref/Ele</i>	<i>Pref/Hab</i>	<i>BE-Pref/Ele</i>	<i>BE-Pref/Hab</i>
<i>Gini</i>	1.75*** (0.66)	4.07*** (0.66)	4.25*** (1.30)	5.82*** (1.27)
<i>GiniRenda</i>	-0.32** (0.14)	-0.81*** (0.14)	-0.83*** (0.27)	-1.16*** (0.26)
<i>Renda</i>	0.17* (0.09)	0.55*** (0.09)	0.65*** (0.17)	0.89*** (0.17)
<i>Frag Educ</i>	0.84*** (0.30)	0.93*** (0.30)	4.07*** (0.59)	3.90*** (0.57)
<i>Jovem</i>	3.54*** (1.02)	3.20*** (1.01)	2.87 (1.86)	2.81 (1.82)
<i>Sênior</i>	1.47*** (0.55)	2.43*** (0.55)	2.40** (1.05)	3.29*** (1.03)
<i>Frag Idade</i>	-1.04 (1.54)	-0.02 (1.52)	3.35 (2.91)	4.11 (2.86)
<i>Candidatos</i>	0.13*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.19*** (0.02)	0.18*** (0.02)
<i>Candidatos2</i>	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
<i>Eleitores</i>	-0.00** (0.00)	-0.00** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
<i>Seg Turno</i>	0.08 (0.05)	0.07 (0.05)	-0.01 (0.08)	-0.02 (0.08)
<i>Reeleição</i>	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)
<i>Reeleito</i>	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.09*** (0.02)	-0.09*** (0.02)
<i>Constante</i>	3.32*** (1.27)	1.97 (1.25)	-3.73 (2.41)	-4.60* (2.37)

<i>Obs.</i>	20044	20044	15033	15033
<i>r² ajustado</i>	0.06	0.08	0.15	0.16
<i>r² within</i>	0.06	0.08	0.15	0.16
<i>r² overall</i>	0.04	0.07	0.03	0.04
<i>r² between</i>	0.05	0.10	0.02	0.03
σ_u	0.40	0.43	0.95	0.97
σ_e	0.44	0.43	0.60	0.59
ρ	0.46	0.50	0.72	0.73
<i>Dummies ano</i>	Sim	Sim	Sim	Sim

Erros padrões robustos entre parênteses, *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

Fonte: autores.

Tabela 12 – Resultados das estimações das eleições para vereadores sem *Urbano* - efeitos fixos.

	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Ver/Ele	Ver/Ele/Vag	Ver/Hab	Be-Ver/Ele	Be-Ver/Ele/Vag	Be-Ver/Hab
<i>Gini</i>	1.846*** (0.584)	1.884*** (0.584)	4.203*** (0.581)	3.729*** (1.029)	3.288*** (0.907)	5.385*** (1.020)
<i>GiniRenda</i>	-0.342*** (0.117)	-0.351*** (0.117)	-0.843*** (0.117)	-0.739*** (0.207)	-0.657*** (0.184)	-1.082*** (0.205)
<i>Renda</i>	0.313*** (0.078)	0.317*** (0.078)	0.695*** (0.077)	0.479*** (0.131)	0.434*** (0.117)	0.727*** (0.130)
<i>Frag Educ</i>	0.965*** (0.259)	0.937*** (0.259)	1.040*** (0.253)	3.788*** (0.491)	3.363*** (0.420)	3.613*** (0.481)
<i>Jovem</i>	0.984 (0.968)	0.936 (0.968)	0.658 (0.954)	1.459 (1.630)	1.397 (1.390)	1.438 (1.607)
<i>Sênior</i>	-0.995* (0.533)	-0.998* (0.533)	-0.044 (0.526)	1.703** (0.830)	1.209* (0.719)	2.529*** (0.816)
<i>Frag Idade</i>	1.008 (1.356)	1.023 (1.356)	1.977 (1.342)	1.917 (2.344)	1.822 (2.045)	2.806 (2.313)
<i>Candidatos</i>	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>Candidatos2</i>	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)
<i>Eleitores</i>	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002*** (0.001)
<i>Seg. Turno</i>	-0.012*** (0.003)	-0.047*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.033*** (0.005)	-0.065*** (0.004)	-0.036*** (0.005)
<i>Reeleição</i>	0.047** (0.020)	0.050** (0.020)	0.051*** (0.019)	-0.073* (0.037)	-0.063** (0.032)	-0.076** (0.037)
<i>Reeleito</i>	0.051** (0.023)	0.053** (0.023)	0.059*** (0.022)	0.084** (0.038)	0.075** (0.033)	0.098*** (0.037)
<i>Constante</i>	1.660	1.023	0.356	-1.286	-1.451	-2.259

	(1.109)	(1.109)	(1.099)	(1.948)	(1.699)	(1.923)
<i>Obs.</i>	20044	20044	20044	15033	15033	15033
<i>r² ajustado</i>	0.180	0.167	0.214	0.091	0.115	0.107
<i>r² within</i>	0.181	0.168	0.214	0.092	0.116	0.108
<i>r² overall</i>	0.071	0.104	0.107	0.019	0.063	0.034
<i>r² between</i>	0.023	0.091	0.081	0.014	0.072	0.034
<i>σ_u</i>	0.353	0.356	0.384	0.610	0.558	0.637
<i>σ_e</i>	0.374	0.374	0.369	0.481	0.417	0.475
<i>ρ</i>	0.471	0.476	0.520	0.617	0.641	0.642
<i>Dummies</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>ano</i>						

Fonte: autores.

Nota: Erros padrões robustos entre parênteses, *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

Artigo submetido em: 2021-06-30

Artigo rerepresentado em: 2021-10-08

Artigo aceito em: 2021-10-15