



DESIGUALDAD SOCIAL Y FINANCIAMIENTO DE LAS ELECCIONES EN MUNICIPIOS DE BRASIL

Felipe Roviello¹
Maurício Soares Bugarin²

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 Introducción

Una de las características fundamentales de la distribución de ingresos en Brasil es su profunda desigualdad. A pesar de haber caído hasta 2014, el índice de Gini³ volvió a crecer con la caída del ingreso de los más pobres y el aumento del ingreso de los más ricos a partir de fines de aquel año (NERI, 2019). La relación entre desigualdad social y otras variables económicas es objeto de estudio de los economistas al menos desde mitad del siglo XX. Kuznets (1955), por ejemplo, propuso una relación de U invertida entre desigualdad y crecimiento económico. Para Kuznets, la desigualdad aumentaría a medida que un país se desarrolla y a partir de cierto punto disminuiría.

Sin embargo, también es posible invertir el pensamiento de Kuznets y cuestionar como la desigualdad afecta el crecimiento económico. Estudios empíricos y teóricos indican que niveles muy altos de desigualdad tienden a afectar negativamente el crecimiento económico (PERSSON; TABELLINI, 1994; ALESINA; RODRIK, 1994; CINGANO, 2014).

Desigualdad, sin embargo, está relacionada a otros factores. Engerman y Sokoloff (2002) muestran como la desigualdad puede influenciar en la calidad de las instituciones. Acemoglu y Robinson (2000), por ejemplo, propone un modelo de economía política vincula la desigualdad con la participación

¹ Alumno de la maestría en economía. Universidad de Brasilia. E-mail: feliperoviello@gmail.com. ORCID: 0000-0002-3970-6778

² Profesor Titular del Departamento de Economía de la Universidad de Brasilia, Facultad de Economía, Administración y Contabilidad, Departamento de Economía. Campus Darcy Ribeiro, Edificio de la FACE, Ala Norte, Brasilia, DF, CEP 70910-900, Brasil. URL: www.bugarinmauricio.com. E-mail: bugarin.mauricio@gmail.com. ORCID: 0000-0003-1177-7344

³ El índice de Gini es un coeficiente comúnmente utilizado para medir desigualdad de ingresos. El índice varía de 0 a 1, donde 0 corresponde a la completa igualdad de ingresos y 1 a la completa desigualdad.

política, mostrando que la extensión del derecho al voto a estratos más humildes de la sociedad en Europa del siglo XIX estaría en el origen de subsecuente reducción de desigualdad.

El trabajo de Acemoglu y Robinson (2000) llama la atención a la importancia de las elecciones para el equilibrio económico. Sin embargo, entender el papel de la desigualdad social en el proceso electoral no es tan simple como contar votos. El financiamiento de elecciones y la capacidad de grupos de interés de formar *lobbies*, tiene un papel central en los resultados de las elecciones. Baron (1994) y Roemer (2003) son algunos ejemplos de estudios en que contribuciones de campaña son usadas como una manera de atraer votos por medio de campañas políticas.

En Brasil, las campañas electorales - además de extremadamente caras - eran fuertemente financiadas hasta 2016 por personas jurídicas, lo que no favorecía una representación más igualitaria en las instituciones democráticas (SAMUELS, 2001). Además, Downs (1957) ya había observado que en un mundo con información imperfecta, *lobbies* tiene poder de influencia sobre electores. En ese sentido, la desigualdad de ingreso, y las divergentes preferencias por redistribución de recursos que su aumento puede causar, gana importancia en el contexto del financiamiento de campañas electorales. Por otro lado, Brasil también es una democracia joven, lo que implica que la confianza en el proceso electoral es fundamental para mantener un sistema democrático (MOISÉS, 2010).

Una literatura más reciente busca entender la relación entre desigualdad de ingresos y financiamiento electoral. Bugarin *et al.* (2011) desarrollan un modelo de economía política y muestran como la desigualdad de ingresos puede afectar el financiamiento de elecciones, previendo que las sociedades más desiguales tienden a tener campañas más caras. Eso ocurre porque más desigualdad implica en diferencias de preferencias entre individuos de clases sociales diferentes. Por ejemplo, ricos tienden a querer gobiernos ajustados con baja carga tributaria, mientras que los pobres prefieren mayor intervención del gobierno con más gastos sociales, aunque eso aumente los impuestos en Brasil. Sin embargo, lobistas de una cierta clase, temerosos que una política muy ruin para ellos sea implementada en caso el partido representando a la otra clase gane las elecciones, quedan más dispuestos a financiar campañas electorales del partido que los representa, aumentando los gastos electorales.

Bugarin (2015) y Bugarin y Tanaka (2018) prueban esa hipótesis respectivamente para las elecciones municipales brasileñas de 2004 y para las elecciones de la Cámara de Consejeros en Japón, y para las elecciones municipales brasileñas de 2012. En todos los casos, fue encontrada una relación positiva de gastos electorales con el índice de Gini, reforzando que cuanto más desigual una sociedad es, mayor tiende a ser el costo per capita de las elecciones.

En lo que respecta a los estudios que usan datos brasileños, según se muestra anteriormente, fue usada únicamente la metodología de *cross-section*, lo que deja abierta la relación entre desigualdad y costos de campañas electorales a lo largo del tiempo. La principal cuestión no respondida es si la

propiedad encontrada es una particularidad de las elecciones específicas estudiadas (de 2004 y de 2018), o si se trata de un hecho estilizado que se mantiene a lo largo del tiempo. El objetivo de este trabajo es responder esa pregunta, para completar esa laguna en la literatura.

Este estudio es, sin embargo, el primero en esa línea de investigación en utilizar un panel de datos (de 2004 a 2016) para elecciones municipales brasileñas. Los principales resultados confirman las conclusiones de los estudios previamente realizados, y apuntan a una relación positiva entre desigualdad de ingresos y gastos electorales. O sea, cuanto mayor fuera la desigualdad en un municipio, mayor será el costo (*per-capita*) de las campañas electorales. El restante de este estudio es organizado de la siguiente manera: la sección 2 discute brevemente el modelo de economía política que justifica la relación positiva entre desigualdad y financiamiento electoral. La sección 3 contiene la metodología y la descripción de los modelos econométricos utilizados. Las secciones 4 y 5 describen los datos del panel para las elecciones municipales. Las secciones 6 y 7 presentan los resultados para las estimaciones con datos electorales de candidatos a prefectos y concejales. La sección 8 discute los resultados obtenidos y la sección 9 concluye el estudio presentando algunas implicaciones de políticas públicas.

2 Modelo de competición electoral

El modelo de competición electoral entre partidos, lobistas y electores en que se basa este estudio puede ser consultado en Bugarin et al. (2011) y Bugarin (2015). El apéndice A contiene una descripción en detalle del modelo.

De forma resumida, 2 partidos políticos que representan 2 clases sociales, ricos y pobres, anuncian una cierta cantidad (per capita) de un bien público g a ser provisto en caso de que el partido gane las elecciones. Cada partido posee una provisión preferida de g , que es la misma de la clase social que él representa. El modelo asume que los ricos prefieren una provisión de g menor que los pobres, pues pagan más por tal bien. Antes de las elecciones, los partidos anuncian la provisión de g que pretenden implementar. Inicialmente, los partidos pueden anunciar plataformas cercanas a las preferidas por sus respectivas clases, pero existe la posibilidad de ganar votos de la otra clase social al influenciar electores por medio de propaganda política o al desviar de la plataforma original del partido, caminando en dirección a la plataforma del oponente. En otras palabras, hay un *trade-off* entre ideología y votos. Cuanto mayor la desigualdad de ingresos, mayor la diferencia entre las plataformas preferidas de los partidos, pues mayor es la diferencia en la preferencia por el bien público g .

Lobistas de los dos lados prevén que en caso de que el otro partido gane las elecciones, una política muy diferente de su ideal podrá ser implementada. Por lo tanto, cuanto mayor la desigualdad de ingresos, más los lobistas estarán dispuestos a contribuir con el financiamiento de campañas de sus propios partidos. Así, mayor desigualdad social implica en más gastos electorales.

3 Metodología

Este estudio utiliza panel de datos para estimar la relación entre desigualdad social y gastos electorales en los municipios brasileños. Todas las estimativas fueron realizadas con el *software STATA 14*. Aquí, el período es de cuatro años (2004-2016), de forma que hay cuatro observaciones para cada municipio. Los paneles permiten eliminar el sesgo causado por un factor individual no observable invariante en el tiempo. La correlación de tal factor con las otras variables explicativas determina el modelo de panel más adecuado. Es posible ignorar la estructura de panel y estimar el modelo como una *cross-section (pooled OLS)*. Sin embargo, si el factor fuera correlacionado con las demás variables explicativas, efectos fijos es el modelo más adecuado. Si no hubiese correlación entre el factor no observable y las demás variables, la elección suele ser el modelo de efectos aleatorios. (PARK, 2011). Todos los modelos presentados a continuación son variaciones de la siguiente especificación, que es similar a la utilizada por Bugarin (2015), que también utilizó un panel para el caso japonés.

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

En que $y_{i,t}$ es el log del gasto o ingreso de campaña en el municipio i al año t . $Gini_{i,t}$ es el índice de Gini en el municipio i al año t y β es el coeficiente de interés, cuya señal esperada es positiva. $CON_{i,t}$ es el vector de variables de control descritas anteriormente y $Y_{i,t}$ es un vector con dummies anuales. Ambos vectores poseen sus vectores de coeficientes correspondientes Γ_1 e Γ_2 . μ_i es el efecto individual invariante en el tiempo, α es la constante y $\epsilon_{i,t}$ es el término de error.

La principal hipótesis es:

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

Donde β es el coeficiente para la variable del índice de Gini.

Para elegir el modelo más adecuado, especificaciones de *pooled OLS*, efectos aleatorios y efectos fijos fueron probados, pero solo los resultados para efectos fijos son mostrados, ya que las pruebas de Chow, Breusch-Pagan y Hausman (pruebas para la elección de modelos de panel) indicaron que el modelo más adecuado es el de efectos fijos. Los resultados para tales pruebas pueden ser vistos en la tabla 1.

Otra preocupación con los modelos aquí presentados es respecto a la estimación de los errores estándar. De hecho, la prueba de Wald para heterocedasticidad (tabla 1) en modelos de efectos fijos indicó la presencia de errores heterocedásticos. Eso no afecta el tamaño de los estimadores, pero tiene impacto sobre la varianza de los estimadores, lo que invalida las pruebas de hipótesis. Por eso, este

estudio agrupa el término de error a nivel municipal, lo que vuelve los errores asintóticamente robustos a la heterocedasticidad y a la correlación serial (WHITE, 1980; ALLERANO, 1987).

Tabla 1 – P-Valores y estadísticas para las pruebas de Chow, Breusch-Pagan, Hausman, dummies anuales y Wald

Modelo	Chow		Breusch-Pagan		Hausman		Dummies de Año		Wald	
	P-Valor	Estadística	P-Valor	Estadística	P-Valor	Estadística	P-Valor	Estadística	P-Valor	Estadística
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

Fuente: Elaboración propia, 2021.

Nota: Las pruebas utilizadas para la elección del mejor modelo de panel fueron las de Chow, Breusch-Pagan y Hausman. Las estadísticas y P-Valores mostrados en la tabla 1 son respectivamente, F para la prueba de Chow, *chibar2* (*Stata*) para la de Breusch-Pagan y F para Hausman. En todos los casos, el mejor modelo fue el de efectos fijos. La tabla también contiene una prueba F para las dummies anuales y la prueba de Wald para heterocedasticidad. En este caso la estadística es Ji cuadrado.

Otro problema potencial se refiere a la normalidad de los errores. Errores no normales no afectan los estimadores de MQO (WILLIAMS *et al.*, 2013), pero afectan las pruebas de hipótesis. Sin embargo, el teorema del límite central garantiza que en muestras grandes los errores son distribuidos asintóticamente normal, lo que implica que las pruebas t y F estarán correctas aun en la presencia de errores no normales (ALI; SHARMA, 1996; LUMLEY *et al.*, 2002; KNIEF; FORSTMEIER, 2018).

Multicolinealidad (o sea, correlaciones muy altas entre variables explicativas) también puede estar presente en la muestra. Ese es otro problema que no afecta los estimadores, pero infla sus errores estándar, disminuyendo la significancia estadística de las variables (ALIN, 2010). En la literatura en econometría hay una discusión sobre el real problema causado por la multicolinealidad. Goldberger (1991), por ejemplo, argumenta que investigadores no deben preocuparse con la multicolinealidad, pero deben estar atentos a las variancias de los estimadores, que deben tener un tamaño razonable para que las estimativas sean útiles. Aún así, los VIFs (*variance inflation factors*) son reportados en la tabla 10 en el Apéndice C. VIFs mayores que 10 pueden representar un problema (JAMES *et al.*, 2013). En el caso de los modelos de este estudio, con excepción de las interacciones, los VIFs son menores que 10 excepto para las variables *urbano* y *electores*. Como prueba de robustez, las regresiones sin la variable *urbano* son presentadas en el apéndice C. Los resultados principales permanecen inalterados.

Finalmente, se utilizó el algoritmo BACON para detección de outliers (BILLOR *et al.*, 2000). Dependiendo del modelo, 60 a 110 observaciones pueden ser clasificadas como outliers, que consisten en

capitales y otras grandes ciudades. Retirar los outliers de la muestra resulta en coeficientes estimados ligeramente menores, pero no altera las principales conclusiones. Sin embargo, retirarlos puede no ser la mejor opción, pues los municipios importantes de la muestra son excluidos. Así que, se optó por presentar los resultados con la muestra completa.

4 Variables Dependientes

Los datos referentes a los gastos electorales para elecciones municipales fueron obtenidos del sitio del Tribunal Superior Electoral (TSE)⁴. Los registros del TSE contienen datos individuales de gastos e ingresos para cada candidato. Así, cada entrada corresponde a un gasto (o ingreso) declarado de un candidato en un determinado municipio. Los valores aquí utilizados fueron obtenidos por medio de la incorporación de los gastos de los candidatos por municipio por elección deflactados a reales de 2012⁵. De este modo, el valor para los ingresos electorales para concejales en la ciudad de São Paulo en 2012, por ejemplo, es la suma de todos los ingresos declarados por todos los candidatos a concejal en la ciudad de São Paulo en ese mismo año.

Campañas electorales en Brasil reciben tanto recursos públicos como privados. El Fondo Partidario es una de las principales fuentes de financiamiento público de campañas, y ganó aún más importancia en 2016, cuando nuevas reglas de financiamiento electoral, que prohibieron donaciones de personas jurídicas, pasaron a valer. El financiamiento privado es definido en este trabajo como la suma de los valores de las donaciones de personas físicas (incluyendo donaciones del propio candidato a sí mismo) y de personas jurídicas (hasta 2012). De 2004 hasta 2016, el financiamiento privado correspondió respectivamente al 84%, 67%, 30% y 39% de la suma de todos los recursos electorales de los candidatos en nuestra muestra.

Este estudio utiliza dos paneles diferentes cubriendo las elecciones municipales de 2004 a 2016. El primer panel cubre ingresos privados de campaña para prefectos y el segundo para concejales. Adicionalmente a los ingresos privados, también fueron utilizados los valores de bajas de recursos estimables, que no son donaciones en dinero, sino estimativas en valores monetarios de bienes y servicios donados a candidatos. Esa variable es importante, pues representa un gasto (y no un ingreso) financiado totalmente con recursos privados.

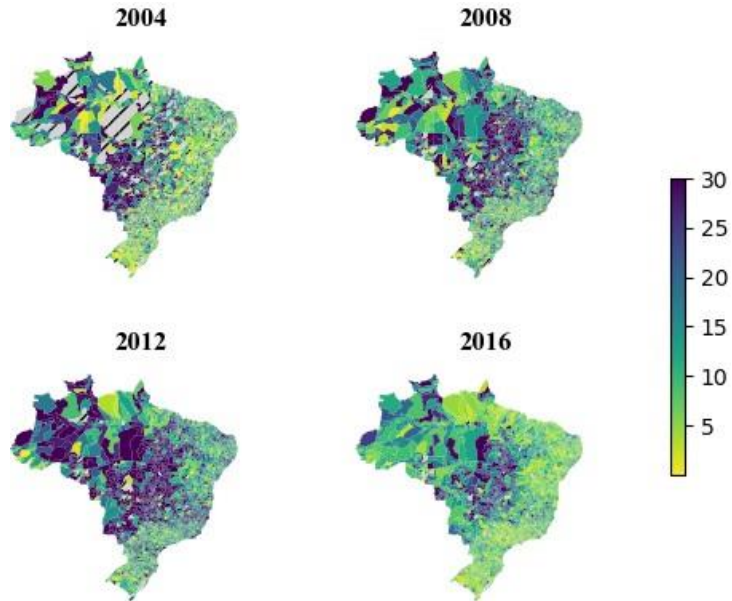
La figura 1 traza el gasto electoral total agregado por elector en cada municipio para prefectos y concejales. La figura 2 traza las donaciones privadas agregadas por elector en cada municipio. Ambos gráficos sugieren que los gastos por elector en las regiones Centro-Oeste y Norte fueron más altos.

⁴ Disponible en https://www.tse.jus.br/hotsites/pesquisas-eleitorais/prestacao_contas.html

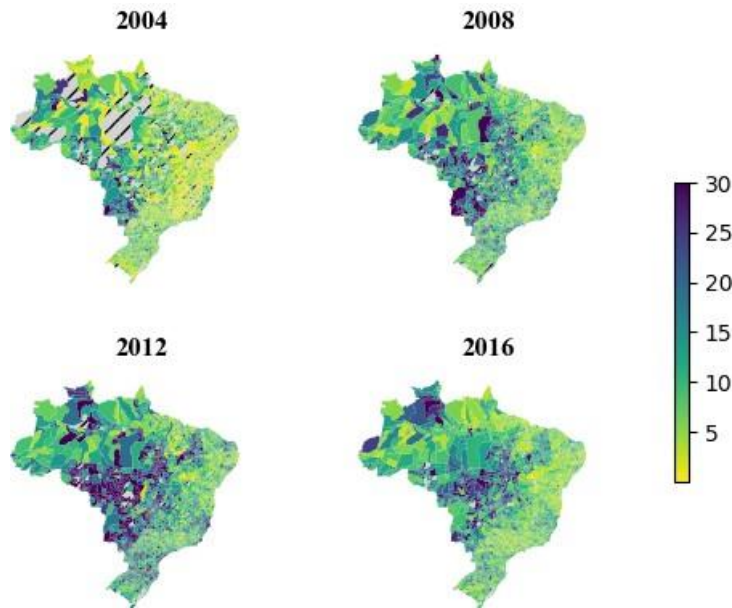
⁵ Es importante que todos los valores monetarios estén en valores constantes para que el efecto de la inflación sea desconsiderado. El año para el cual los valores serán deflactados es arbitrario. Sin embargo, es más conveniente deflactar a un año de la muestra.

También es posible notar que las elecciones para prefectos demandan más recursos.

Figura 1 – Gasto de campaña total por elector (en miles de R\$ de 2012).



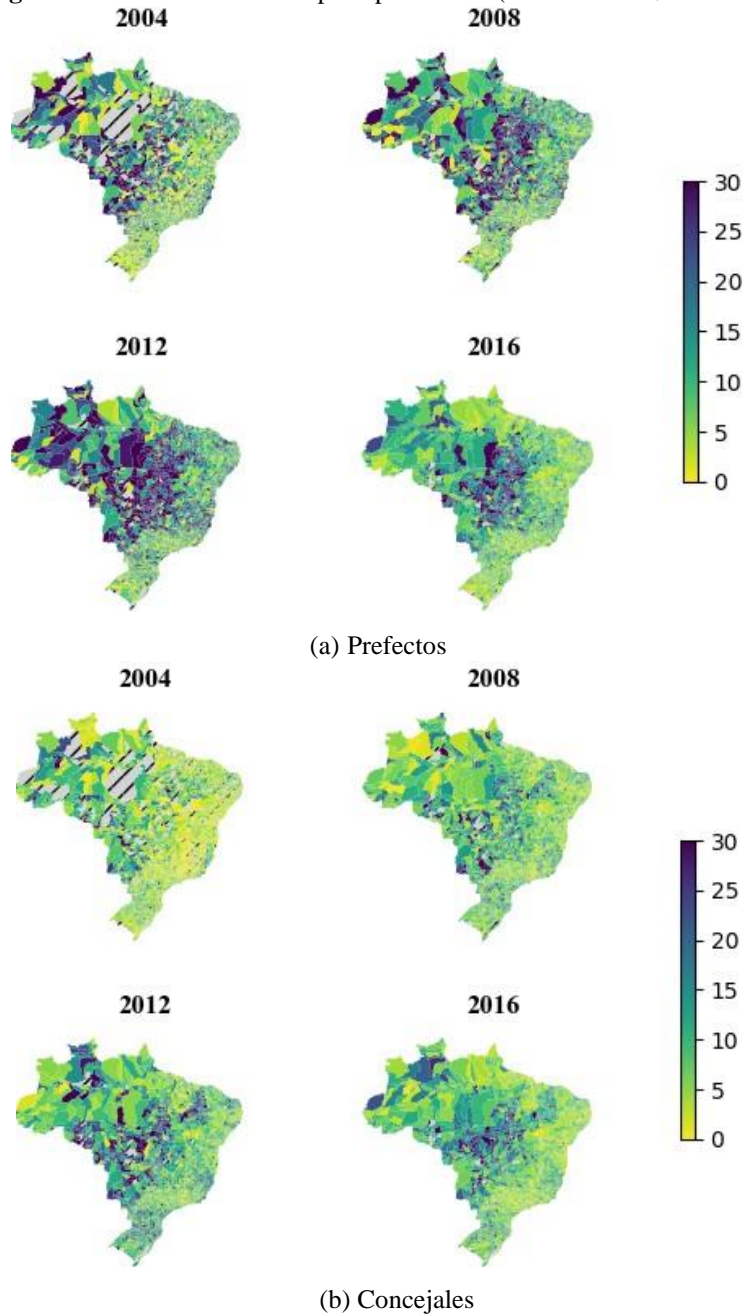
(a) Prefectos



(b) Concejales

Fuente: Elaboración propia, con base en los datos del TSE, 2021.

Figura 2 – Donaciones de campaña por elector (en miles de R\$ de 2012).



Fuente: Elaboración propia, con base en los datos del TSE, 2021.

Los ingresos de campaña privada agregados para prefectos y concejales fueron divididos por la población y por el número de electores de cada municipio (en miles), formando las variables **Pref/Hab**, **Pref/Ele**, **Ver/Hab** y **Ver/Ele**. Para concejales, la última variable también fue dividida por el número de vacantes en la elección, formando la variable **Ver/Ele/Vag**. Las estimativas de población para cada

municipio fueron obtenidas del IBGE⁶ y el número de electores y vacantes del TSE. Las variables dependientes utilizadas en este estudio son el logaritmo de base 10 de las variables antes incorporadas del número 1 para evitar la pérdida de observaciones debido a municipios sin donaciones privadas. La tabla 2 contiene la descripción del cálculo de esas variables.

Tabla 2 – Transformaciones en las variables dependientes con donaciones de campaña.

Variable	Transformación
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	$\log_{10} \left[\left(\sum_v D_i \right) / (1000 * E_i * V_i) + 1 \right]$

Fuente: Elaboración propia, 2021.

Nota: i : municipio, p : candidatos a prefecto, v : candidatos a concejal, D_i : donaciones de campaña en el municipio i , H_i : habitantes del municipio i , E_i : electores del municipio i , V_i : vacantes para concejales del municipio i .

Los recursos para bajas de estimables no son una gran parte de los gastos electorales para prefectos (solo 19%), pero representan alrededor del 44% de los gastos de campaña de concejales. La figura 3 muestra las proporciones de los tipos de gastos (baja de estimables v.s. gastos comunes) para 6 tamaños de municipios. Hasta 2012, candidatos a concejales de ciudades pequeñas eran altamente dependientes de recursos de bajas de estimables.

Las variables basadas en recursos de bajas de estimables fueron calculadas exactamente como fue descrito anteriormente y son el logaritmo de base 10 de las siguientes transformaciones: **Be-Pref/Ele** y **Be-Pref/Hab** son las bajas de estimables de candidatos a prefecto por electores y habitantes. **Be-Ver/Ele**, **Be-Ver/Ele/Vag** y **Be-Ver/Hab** son los recursos de bajas de estimables para candidatos a concejal por electores, electores por vacante y habitante. Así, este estudio toma en cuenta dos períodos: de 2004 a 2016 para las variables **Pref/Hab**, **Pref/Ele**, **Ver/Hab**, **Ver/Ele** y **Ver/Ele/Vag** y de 2008 a 2016 para las variables **Be-Pref/Ele**, **Be-Pref/Hab**, **Be-Ver/Ele**, **Be-Ver/Ele/Vag** y **Be-Ver/Hab**. Note que esas

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

variables están disponibles solo para el período después de 2008. La tabla 3 describe el cálculo de esas variables y la tabla 4 contiene las estadísticas descriptivas para todas las variables dependientes utilizadas en el estudio antes de la aplicación del logaritmo.

Tabla 3 – Transformaciones en las variables dependientes con bajas de estimables.

Variable	Transformación
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	$\log_{10} \left[\left(\sum_v BE_i \right) / (1000 * E_i * V_i) + 1 \right]$

Fuente: Elaboración propia, 2021.

Nota: i : municipio, p : candidatos a prefecto, v : candidatos a concejal, BE_i : bajas de estimables en el municipio i . H_i : habitantes del municipio i , E_i : electores del municipio i , V_i : vacantes para concejales del municipio i .

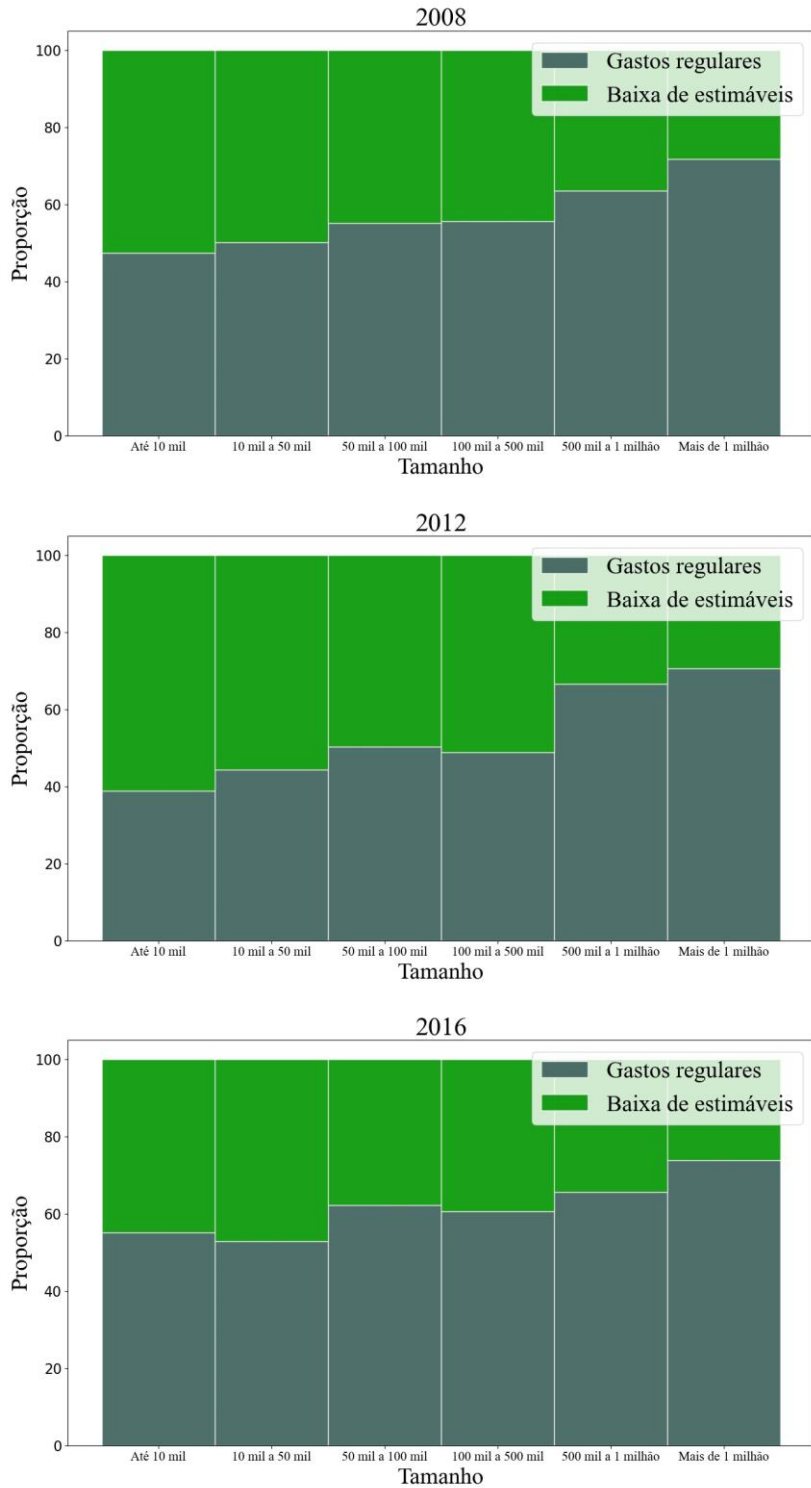
Tabla 4 – Estadísticas descriptivas para variables dependientes.

	Obs.	Promedio	Desv. Estándar	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

Fuente: Elaboración propia, 2021.

Nota: Ingresos privados de campaña y bajas de estimables por habitante, por elector y por elector por vacante para prefectos y concejales (antes de la aplicación del logaritmo y en reales constantes de 2012). Gastos de bajas de estimables solo están disponibles a partir de 2008.

Figura 3 – Proporción de gastos electorales para concejales: bajas de estimables v.s. gastos comunes anuales.



Fuente: Elaboración propia, 2021.

5 Variables Independientes

La principal variable explicativa es el índice de Gini. De acuerdo con el modelo desarrollado en Bugarin (2015), debe haber una relación positiva entre Gini y el costo de las elecciones⁷. Sin embargo, el índice de Gini para los municipios brasileños no es divulgado el mismo año en que ocurren las elecciones municipales. Por ese motivo, este estudio usa datos de la RAIS para estimar los coeficientes de Gini para los años de interés. Los detalles pueden ser encontrados en el apéndice B. La RAIS contiene datos sobre trabajo formal en todos los municipios brasileños. Dado el tamaño de la economía informal en Brasil, el coeficiente de Gini estimado para el ingreso formal puede no ser una medida exacta de la desigualdad de ingreso en Brasil. Sin embargo, dadas las limitaciones impuestas por los datos disponibles, es utilizada aquí como una proxy. La figura 4 muestra los índices de Gini estimados a partir de la RAIS. Sugiere una mayor desigualdad de ingreso en la región Norte, a pesar de que todo Brasil es bastante desigual. Las tablas 5 y 6 contienen la descripción de las variables explicativas y las estadísticas descriptivas.

Tabla 5 – Descripción de las variables explicativas.

Variable	Descripción
Gini	Índice de Gini obtenido a partir de los extractos de ingresos promedio disponibles en la RAIS. El índice varía de 0 a 1 (0 representa completa igualdad y 1 completa desigualdad).
Ingresos	El logaritmo de base 10 de los ingresos municipales per capita en reales constantes de 2012. El PIB municipal fue obtenido del IBGE.
GiniIngresos	La interacción de Gini y del log de los ingresos municipales. Esa variable controla el efecto de la desigualdad en los gastos electorales a medida que el municipio crece. Las interacciones son comunes en modelos econométricos y describen la relación entre las variables independientes y dependientes en términos condicionales (FRIEDRICH, 1982).
Frag Educ	El índice de fragmentación educativa. Esa variable es una proxy de cuán heterogéneo es el electorado en términos educativos. El índice es calculado como $1 - \sum_{j=1}^8 \epsilon_j$, donde ϵ_j es la proporción de electores en la clase j de 8 diferentes niveles educativos. Los niveles educativos fueron retirados del TSE, que contiene el nivel de instrucción de un elector en el momento en que él se registra por primera vez o cuando actualiza su registro. Si todos los electores poseen el mismo nivel educativo, el índice debe ser 0. Por otro lado, la variable asume valores altos si todos los niveles educativos estuviesen bien representados a lo largo de los electores.
Joven	El porcentaje de jóvenes de 16 y 17 años entre los electores. Para esa franja etaria, el voto es opcional.

⁷ En la muestra la correlación simple entre el coeficiente de Gini y el ingreso privado por mil electores es de 0.1035 para prefectos y 0.0306 para concejales.

Sénior	El porcentaje de adultos mayores con más de 70 años entre los electores. Para esa franja etaria, el voto es opcional. Tanto la variable Joven como Sénior fueron obtenidas en las bases de datos del TSE.
Frag Edad	El índice de fragmentación de edad. Es una proxy de cuán heterogéneo es el electorado en términos de edad. El índice es calculado como $1 - \sum_{j=1}^{11} v_j^2$ donde v_j^2 es la proporción de electores en la clase j de 11 diferentes categorías de edad. Así como el índice de fragmentación de la educación, cuanto mayor el índice más heterogéneo es el electorado en términos de grupos etarios.
Urbano	La población urbana (en miles) del municipio.
Candidatos	El número de candidatos para el cargo de prefecto o concejal (de acuerdo con el modelo) y sus plazas.
Electores	El número de electores (en miles) del municipio.
Vacantes	El número de vacantes en las elecciones para concejales. Esa variable se aplica solo a los modelos para concejales.
Seg Turno	Una dummy que asume el valor 1 si hay segundo turno en las elecciones para prefecto. Segundos turnos alargan campañas electorales, posiblemente aumentando sus costos.
Exec Reelección	Dummy que asume el valor 1 si un candidato a prefecto se postula para la reelección.
Leg Reelección	Número de candidatos a concejal postulados para reelección.
Exec Reelecto	Dummy que asume el valor 1 si el candidato a prefecto es reelecto.
Leg Reelecto	Número de candidatos a concejal reelectos.

Fuente: Elaboración propia, 2021.

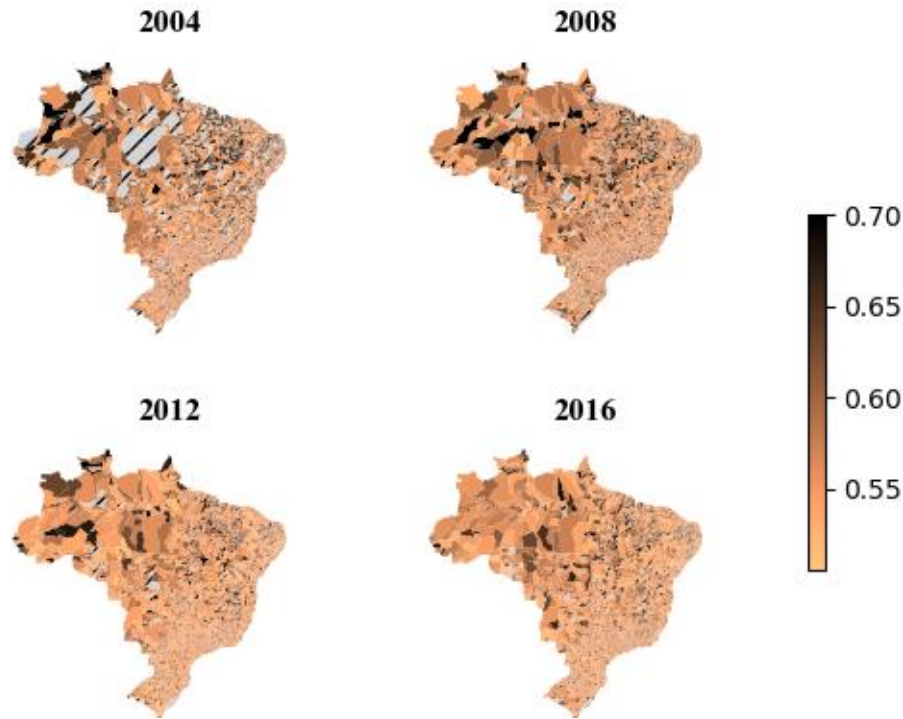
Los controles son un conjunto de variables demográficas y electorales normalmente utilizadas en la literatura y son los mismos utilizados por Bugarin (2015) y Bugarin y Tanaka (2018). Las variables de estructura educativa y etaria capturan la variación en la demanda por servicios del gobierno (ALMEIDA; SAKURAI, 2018). Como el tamaño del distrito y la presencia de los titulares pueden influenciar el financiamiento de campañas (CURRY *et al.*, 2013, WEINSCHENK; HOLBROOK, 2013), el número de candidatos, vacantes y electores, así como reelección y reelectos también fueron incluidos. Las variables de ingresos y urbanización son utilizadas por Bugarin (2015) y Bugarin y Tanaka (2018) para controlar el tamaño de la economía del municipio y su población urbana, que son posiblemente correlacionados con gastos electorales.

Tabla 6 – Estadísticas descriptivas para variables explicativas (2004 – 2016).

	Obs.	Promedio	Desv. Estándar	Mín	25%	50%	75%	Máx
Gini	20044	0.58	0.05	0.5	0.55	0.56	0.59	0.92
Ingresos	20044	1.02	0.32	0.24	0.76	1.02	1.24	2.89
GiniIngresos	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
Joven	20044	0.04	0.01	0	0.02	0.03	0.04	0.1
Sénior	20044	0.07	0.02	0.01	0.06	0.07	0.08	0.2
Frag Edad	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
Exec Candidatos	20044	2.94	1.29	1	2	3	3	16
Exec Candidatos2	20044	10.31	11.65	1	4	9	9	256
Leg Candidatos	20044	74.4	80.03	9	34	53	85	1714
Leg Candidatos2	20044	11939.95	64217.67	81	1156	2809	7225	2937796
Electores	20044	24.98	153.14	0.83	4.32	8.35	17.31	8886.32
Vacantes	20044	9.88	2.56	9	9	9	9	55
Seg Turno	20044	0.01	0.09	0	0	0	0	1
Exec Reelección	20044	0.49	0.5	0	0	0	1	1
Leg Reelección	20044	7.34	2.79	0	6	7	8	45
Exec Reelecto	20044	0.27	0.45	0	0	0	1	1
Leg Reelecto	20044	3.71	1.97	0	2	4	5	33

Fuente: Elaboración propia, 2021.

Figura 4 – Coeficientes de Gini para los municipios brasileños 2004 – 2016.



Fuente: Elaboración propia, 2021.

6 Prefectos - Resultados

La tabla 7 muestra los resultados para las estimaciones con ingresos privados de campaña y baja de estimables para prefectos. En paréntesis, abajo de los coeficientes estimados, se presentan los errores estándar. Las variables dependientes para las regresiones 1, 2, 3, y 4 son respectivamente ingresos privados por elector, ingresos privados por habitante, baja de estimables por elector y baja de estimables por habitante. En todos los casos, una prueba F para las dummies anuales indicó que los efectos fijos anuales deberían ser mantenidos (tabla 1).

Como es esperado, el coeficiente estimado para el coeficiente de Gini es positivo y significativo en todos los casos, indicando que desigualdad de ingresos afecta gastos e ingresos de campañas electorales positivamente. Ese efecto parece ser mayor en términos de población que en términos de electores, ya que los modelos 2 y 4 exhiben coeficientes mayores que los modelos 1 y 3. Como la variable dependiente es el logaritmo de base 10 (y no el logaritmo natural) de un valor monetario, los coeficientes no pueden ser interpretados como variación de porcentaje. En realidad, el coeficiente de 1.81 de la regresión 1 nos dice que al colocar todas las demás variables para su valor mediano en la muestra, un aumento de 0,01 en el coeficiente de Gini implica un aumento de 0,0015 en el log de los ingresos privados por elector para prefectos en 2004. Esa diferencia parece pequeña, pero implica que una caída de 0.25 puntos en el coeficiente de Gini reduce los ingresos privados en aproximadamente R\$ 0,65 por elector. Es importante

notar que en este caso no hay motivos para preferir el logaritmo de base natural sobre cualquier otra base, ya que la interpretación de variación porcentaje de regresiones log-lineales es una aproximación aplicable solo a coeficientes pequeños⁸. A pesar de que la especificación de este estudio no es exactamente la misma utilizada en estudios anteriores dada la estructura de panel de los datos (todos los estudios anteriores para Brasil eran *cross-sections*), los resultados principales van en la misma dirección que Bugarin (2015) y Bugarin y Tanaka (2018).

GiniRenda tiene un coeficiente negativo y *Renda* tiene un coeficiente positivo, sugiriendo no solo que los candidatos reciben más donaciones en municipios más ricos, sino que el efecto de la desigualdad de ingresos tiende a disminuir gradualmente a medida que un municipio enriquece. *FragEduc* también tiene un coeficiente positivo, sugiriendo que los ciudadanos en municipios con niveles educativos más heterogéneos tienden a donar más. Eso tiende a reforzar los resultados, ya que es de esperar que la desigualdad de ingresos y fragmentación educativa tengan correlación alta. También es interesante notar que *Jovem* y *Sênior* son positivamente correlacionados con contribuciones privadas. Como jóvenes y adultos mayores por encima de 70 años no son obligados a votar, los candidatos pueden tener que gastar más recursos para atraer votos de electores de tales grupos etarios. El número de candidatos también es positivamente correlacionado con costos de campaña. Eso es esperado, ya que más candidatos generan más competencia, aumentando los costos de las elecciones. Ese efecto, sin embargo, disminuye a medida que el número de candidatos aumenta mucho, ya que el coeficiente estimado para *Candidatos2* es negativo.

Las variables *Reeleição* y *Reeleito* presentan señales diferentes. Era esperado que la presencia de candidatos a reelección tendería a reducir costos de campaña debido a las ventajas de estar en el cargo proporcionan. Sin embargo, ese no fue el caso para las regresiones 1 y 2. Una posible explicación es que un candidato a reelección aumenta la competición, ya que un candidato más representa un aumento expresivo en el número de competidores (al menos 75% de todos los municipios tuvieron hasta 3 candidatos a prefecto). En el caso de los que de hecho consiguen reelección, las ventajas de estar en el cargo pueden reducir la necesidad de donaciones. Otra explicación es que algunos candidatos a reelección prevén que pueden perder las elecciones y tienden a gastar más en sus campañas, haciendo que sus bases aumenten el volumen de donaciones. En ese caso, el efecto para prefectos no reelectos domina el de los reelectos en términos de contribuciones privadas.

⁸ La relación entre $\log_{10}(x)$ y $\ln(x)$ es que $\log_{10}(x) = \frac{\ln(x)}{\ln(10)} = \frac{\ln(x)}{2,3}$. Así, si la regresión 1 fuese estimada con $\ln(\text{ExecPerVot})$ como variable dependiente, el coeficiente estimado para la variable Gini sería de $1,81 * 2,3 = 4.16$, con las mismas estadísticas t y P-Valores. La ventaja del uso de $\log_{10}(x)$ es que la base 10 facilita la interpretación de valores predichos. Suponga que, al substituir valores numéricos en las variables explicativas del modelo 1, obtengamos $\log_{10}(\text{ExecPerVot}) = 4,5$. Si sabemos que $\log_{10}(10000) = 4$ y que $\log_{10}(100000) = 5$, es fácil notar que $\text{ExecPerVot} \approx 30000$.

Tabla 7 – Resultados de las estimaciones de las elecciones para prefecto - efectos fijos.

	(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>GiniIngresos</i>	-0.33** (0.14)	-0.81*** (0.14)	-0.85*** (0.27)	-1.16*** (0.26)
<i>Ingresos</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>Joven</i>	3.55*** (1.02)	3.20*** (1.01)	2.87 (1.86)	2.81 (1.82)
<i>Sénior</i>	1.52*** (0.56)	2.44*** (0.55)	2.45** (1.05)	3.30*** (1.03)
<i>Frag Edad</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>Electores</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>Reelección</i>	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)
<i>Reelecto</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 año</i>	Si	Si	Si	Si

Fuente: Elaboración propia, 2021.

Nota: Modelos para elecciones para prefectos - coeficientes estimados por efectos fijos. Variables dependientes son Pref/Ele - ingresos privados de prefectos por elector, Pref/Hab - ingresos privados de prefectos por habitante, Be-Pref/Ele - baja de estimables de prefectos por elector y Be-Pref/Hab - baja de estimables de prefectos por habitante. Errores estándares robustos entre paréntesis, *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

7 Concejales - Resultados

La tabla 8 muestra los resultados de las estimaciones de efectos fijos para las elecciones para concejales.

Las variables dependientes para las regresiones de 5 a 10 son respectivamente el logaritmo de base 10 de donaciones privadas por elector, donaciones privadas por elector por vacante, donaciones privadas por habitante, bajas de estimables por elector, bajas de estimables por elector por vacante y bajas de estimables por habitante. En todos los casos, el coeficiente estimado para la variable *Gini* es positivo y significativo al nivel de 1%, reforzando los resultados obtenidos para prefectos. El coeficiente de 1.86 de la regresión 5 nos dice que al colocar todas las demás variables a su valor promedio en la muestra, un aumento de 0.01 en el coeficiente de Gini implica un aumento de 0.00092 en el log de los ingresos privados por elector para concejales en 2004. Así, una disminución de 0.25 en el coeficiente de Gini implica una caída de R\$ 0,28 por elector en los ingresos privados de concejales.

Para las variables de control, las señales de los controles son muy similares a los de la tabla 7, con algunas diferencias. Para el caso de los concejales, candidatos a reelección tienden a aumentar el volumen de donaciones privadas, pero reducir el de bajas de estimables. Como candidatos a concejal tienden a depender más de bajas de estimables que candidatos al cargo de prefecto, donaciones directas de bienes o servicios pueden ser recursos más accesibles para aquellos candidatos que no pueden contar con las ventajas de estar en el cargo. Finalmente, el número de vacantes en elección afecta el volumen de donaciones privadas y de bajas de estimables negativamente. Eso puede ser explicado en términos de competición: cuanto más vacantes, menos feroz es la competición entre los candidatos.

Tabla 8 – Resultados de las estimaciones de las elecciones para concejales - efectos fijos.

	(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>GiniIngresos</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>Ingresos</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>Joven</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>Sénior</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 Edad</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>Electores</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>Reelección</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>Reelecto</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 año</i>	Si	Si	Si	Si	Si	Si

Fuente: Elaboración propia, 2021

Nota: Modelos para elecciones para concejales - coeficientes estimados por efectos fijos. Variables dependientes son: Ver/Ele - ingresos privados de concejales por elector, Ver/Ele/Vag - ingresos privados de concejales por elector por vacante, Ver/Hab - ingresos privados de concejales por habitante, Be-Ver/Ele - baja de estimables de concejales por elector, Be-Ver/Ele/Vag - baja de estimables de concejales por elector por vacante y Be-Ver/Hab - baja de estimables de concejales por habitante. Errores estándares robustos entre paréntesis, *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

8 Discusión

Las figuras 5 y 6 contienen, para cada año de la muestra, los promedios de los gastos por elector y de los ingresos privados por elector de los 100 municipios menos desiguales y de los 100 municipios más desiguales. Es posible notar que en todos los casos, el promedio de gastos/ingresos es siempre mayor para los municipios con mayor desigualdad de ingresos. Eso no se trata de evidencia causal, pero es un indicativo de la relación positiva entre desigualdad de ingresos y gastos electorales.

Utilizando los coeficientes obtenidos en las estimaciones anteriores, la tabla 9 contiene, en reales de 2012, el efecto del aumento de 0,1 puntos del Gini, en el valor absoluto de las variables dependientes para cada regresión⁹. Los valores fueron obtenidos al colocar todas las otras variables en sus valores medianos. El valor 0,25 de la línea (1) y columna 2004, por ejemplo, indica que en 2004, un aumento/disminución de 0.1 en el Gini implicaría una elevación/caída de R\$ 0,25 en los ingresos privados por elector de los prefectos. Note que es posible que el efecto sea negativo, ya que el coeficiente de la interacción del índice de Gini con los ingresos per capita es negativo.

Tabla 9 – Efectos de un aumento de 0,1 en el Gini sobre el valor absoluto de las variables dependientes

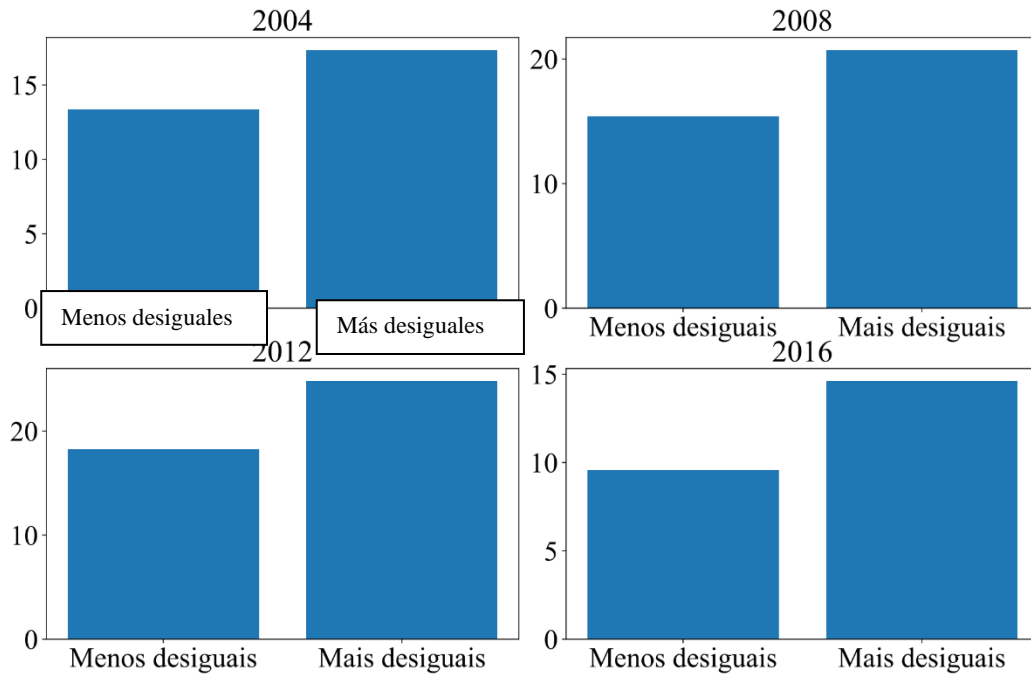
Año	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
2004	0.25	0.01			0.11	0.01	-0.02			
2008	0.35	0.01	0.06	0	0.22	0.02	-0.03	0.02	0	-0.03
2012	0.41	0.01	0.06	0.01	0.28	0.03	-0.04	0.03	0	-0.05
2016	0.28	0.01	0.02	0	0.22	0.02	-0.03	0.01	0	-0.02

Fuente: Elaboración propia, 2021.

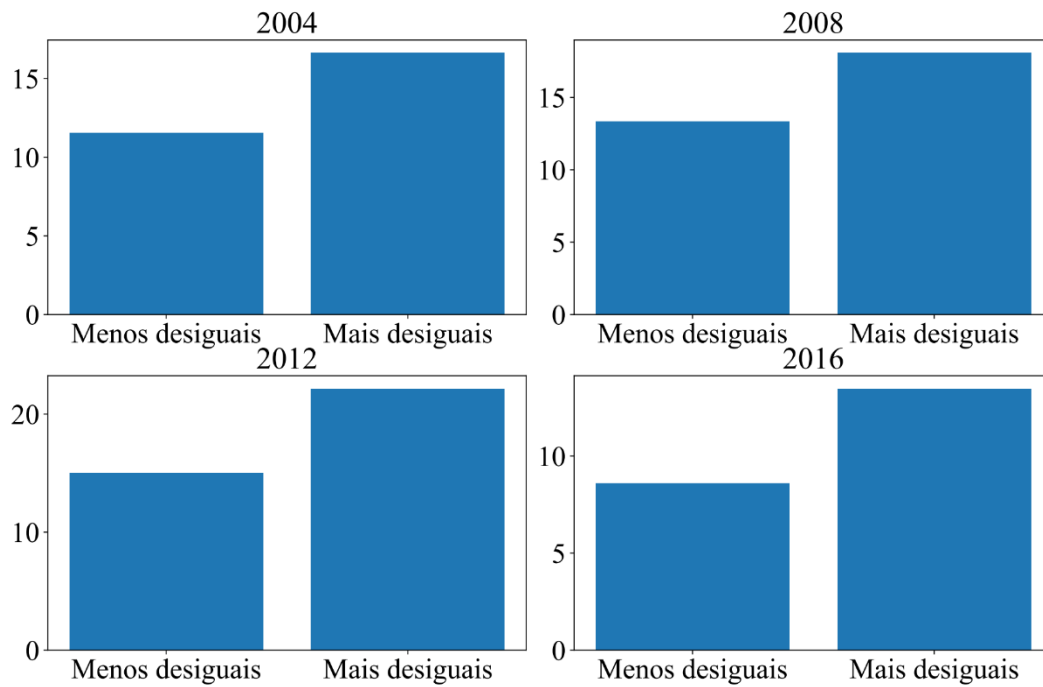
Nota: Efectos de un aumento de 0,1 puntos en el Gini sobre el nivel (en unidades) de las variables explicativas para cada regresión.

⁹ En el modelo (1), por ejemplo, la variable dependiente es el logaritmo del ingreso privado por miles de electores. Suponga que al substituir valores numéricos del lado derecho de la regresión (1) obtengamos el valor x . Por lo tanto, el efecto en el nivel del ingreso privado por elector es: $\log_{10} \left(\frac{\text{receita}}{\text{eleitores}} \right) = x \rightarrow 10^x = \frac{1000 \cdot \text{receita}}{\text{eleitores}} \rightarrow \frac{\text{receita}}{\text{eleitores}} = \frac{10^x}{1000}$. Suponga ahora que $x_{(+0,1)}$ es el valor obtenido al substituir los mismos valores del lado derecho de la regresión (1), con la diferencia de que el índice de Gini es 0,1 puntos mayor que el anterior. El impacto del cambio del índice de Gini en el nivel del ingreso privado por elector es entonces: $\frac{10^{x(+0,1)}}{1000} - \frac{10^x}{1000}$.

Figura 5 – Prefectos - promedio del gasto e ingreso privado por elector para los 100 municipios más/menos desiguales



(a) Gasto total por elector



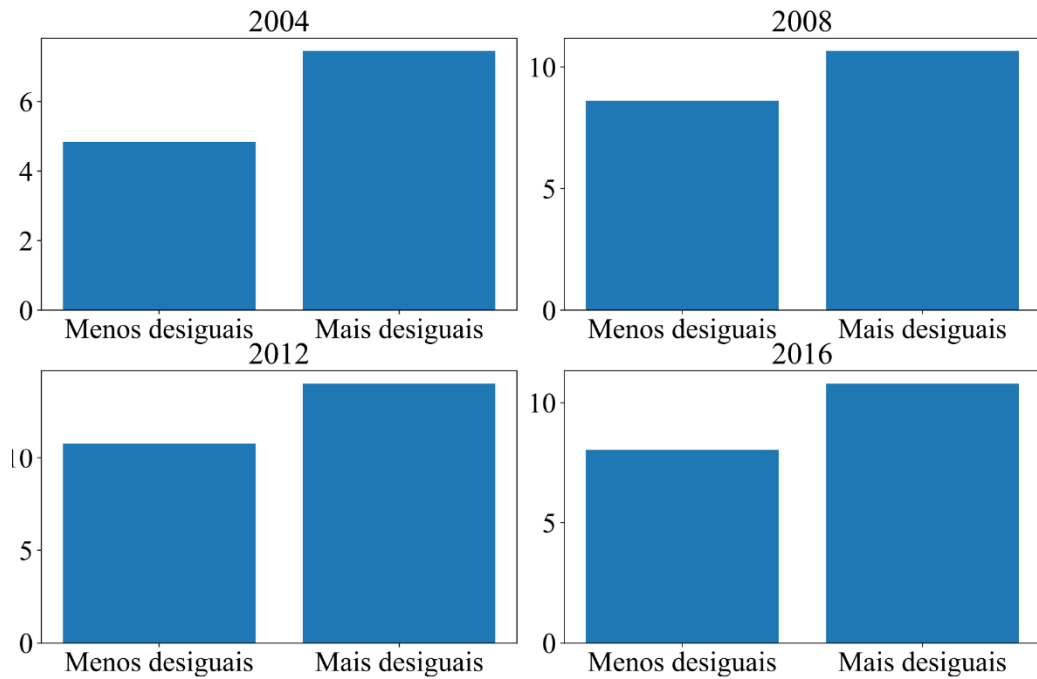
(b) Gasto privado por elector

Fuente: Elaboración propia, con base en los datos del TSE, 2021.

Figura 6 – Concejales - promedio del gasto e ingreso privado por elector para los 100 municipios más/menos desiguales.



(a) Gasto total por elector



(b) Ingreso privado por elector

Fuente: Elaboración propia, con base en los datos del TSE, 2021.

9 Conclusión

El presente estudio fue motivado por una parte de la literatura preocupada por el financiamiento de los gastos electorales. Mostramos como la desigualdad de ingresos dentro de los municipios brasileños puede ser una de las posibles causas para el alto costo de las elecciones en Brasil. Para eso, utilizamos un panel de 2004 a 2016 que cubre 4 elecciones municipales y que contiene ingresos privados y gastos de bajas de estimables (estimativas en reales de bienes y servicios donados a candidatos) agregados por municipio y por cargo en elecciones (concejales y prefectos).

Los modelos de Efectos Fijos indicaron que el índice de Gini de los ingresos formales, estimado con datos de la RAIS, es positivamente correlacionado con donaciones privadas de campaña y con gastos de bajas de estimables. Una posible crítica al presente estudio es la falta de una variable explicativa que controle el efecto del Programa *Bolsa Familia*, que contribuyó fuertemente para la reducción de la desigualdad en Brasil (BARROS 2007). En estimaciones preliminares, el número de beneficiarios del *Bolsa Familia* fue utilizado como variable de control, pero su inclusión acarrea la pérdida de muchas observaciones. Por ese motivo, los resultados aquí presentados no incluyen tal variable.

Las evidencias aquí encontradas contribuyen al debate acerca de la desigualdad de ingresos en Brasil y en otras democracias jóvenes. Campañas que demandan más recursos crean ambientes que favorecen a candidatos cuyas bases electorales poseen más medios para contribuir, pero que piden a cambio una provisión menor de bienes públicos, estimulando la creación de políticas públicas menos distributivas. Especialmente en un país con índices de desigualdad de ingresos históricamente altos como Brasil, mantener la estabilidad institucional y la confianza de los ciudadanos en el proceso electoral pasa por la reducción de la desigualdad de ingresos.

Este estudio econométrico utilizó gastos e ingresos electorales de elecciones municipales brasileñas. Sin embargo, las elecciones en otras esferas del gobierno, en especial para el gobierno nacional fueron dejadas de lado. Además, estudios similares para democracias ya consolidadas también pueden sumar nuevas evidencias acerca de la relación entre desigualdad y gastos electorales. Esas son sugerencias que dejamos para investigaciones futuras.

Referencias

- 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.

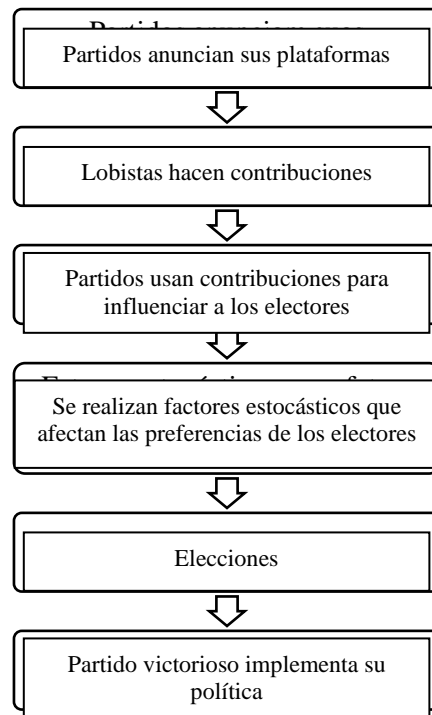
- ALIN, Aylin. Multicollinearity. **Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics**, v. 2, n. 3, p. 370 – 374, mai. 2010.
- ALMEIDA, Rodrigo Borges De; SAKURAI, Sergio Naruhiko. Incentivos eleitorais e regras fiscais (não tão) rígidas: novas evidências para os municípios brasileiros a partir 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 ingresos 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, Joaflíio (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 elecciones 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.

Apéndice A: Modelo

Esta sección presenta el modelo de competición electoral entre partidos, lobistas y electores en que se basa este estudio. La figura 7 describe la implementación del juego. Partidos políticos anuncian sus plataformas políticas y basado en ellas, los lobistas hacen contribuciones de campaña. Los partidos usan las contribuciones para persuadir electores, que también son influenciados por factores estocásticos que determinan sus preferencias. Después de las elecciones, los partidos ganan el número de lugares proporcional al número de votos recibidos, de forma que el partido con más lugares implementa su plataforma. El juego es resuelto por inducción retroactiva.

Figura 7 – Modelo de competición electoral.



Fuente: autores.

Suponga que hay un continuo de electores $\Omega = [0,1]$ y que cada elector pertenece a solo dos clases sociales ($J = P, R$) basadas en los ingresos: R representa los electores de la clase “Rica” y P los de la clase “Pobre”. Que sea y^R los ingresos de los electores Ricos y y^P los ingresos de los electores Pobres. Naturalmente, $y^R > y^P$. Una clase social J tiene una masa α^J tal que $\alpha^P + \alpha^R = 1$. En el modelo, hay más electores pobres que ricos ($\alpha^P > \alpha^R$). Dos partidos ($P = A, B$) compiten declarando una cantidad *per capita* del bien público g , cuyo financiamiento es realizado por un impuesto τ , común a todos los

electores.

Sea c el financiamiento de campaña *per capita*. La restricción presupuestaria del gobierno es entonces $\alpha^P \tau y^P + \alpha^R \tau y^R = \tau y = g + c$, donde $y = \alpha^P y^P + \alpha^R y^R$.

La función de utilidad de los electores está compuesta de dos partes. La primera depende del consumo de un bien privado y del bien público. Los ingresos de un elector neto de impuestos son $(1 - \tau)y^J \rightarrow \frac{y}{y}(1 - \tau)y^J = (y - g - c)\frac{y^J}{y}$, que es normalizado como la utilidad del consumo privado. La utilidad con relación al bien público es $H(g)$, donde H es una función estrictamente creciente y cóncava. Sea $(H')^{-1}$ la inversa de la derivada de H . Entonces $(H')^{-1}$ y $H \circ (H')^{-1}$ son funciones estrictamente convexas. La ecuación 1 muestra la primera parte de la utilidad de un elector.

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

Maximizando la ecuación 1 para obtener la provisión óptima de g para cada clase.

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

Sigue que $g_P^* > g_R^*$. Eso significa que los Pobres prefieren una provisión mayor de g que los Ricos. Intuitivamente, los Ricos pagan más por g , implicando en una preferencia menor por tal bien.

La segunda parte de la utilidad de un elector depende de su ideología. Ella depende de la influencia de los gastos de campaña en el elector y de dos variables estocásticas que determinan su sesgo con relación al partido B . La primera variable estocástica δ es común a toda población y está asociada a la realización del estado de la naturaleza (crisis, guerras etc.). Por simplicidad, se supone que δ es uniformemente distribuida en $\left[-\frac{1}{2\psi}, \frac{1}{2\psi}\right]$, donde $\psi > 0$ mide la sensibilidad de la sociedad a los choques. En cuanto mayor ψ , menor la sensibilidad.

La segunda variable estocástica, σ^{ij} , refleja el sesgo de un elector con relación al partido B . Se supone que es uniformemente distribuida en $\left[-\frac{1}{2\Psi^J}, \frac{1}{2\Psi^J}\right]$. $\Psi^J > 0$ mide la homogeneidad entre electores de una misma clase. En cuanto menor Ψ^J , más heterogénea es la clase. Asuma que $\Psi^J = \Psi$, $J = R, P$. Note que valores positivos de δ y σ^{ij} indican sesgo positivo con relación al partido B .

Gastos de campaña afectan la utilidad de un elector linealmente, lo que posibilita que lobistas influyeran las preferencias de los electores al donar recursos para partidos. Sean C_A y C_B los gastos de campaña de los partidos A y B . La popularidad de B aumenta si $C_B > C_A$. Si la efectividad de los gastos de campaña es representada por $h > 0$, entonces en caso B gane las elecciones, la utilidad total del elector i de la clase J es representada por la ecuación 2:

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

Electores eligen sus partidos después del anuncio de las plataformas. El elector i la clase J elegirá A si:

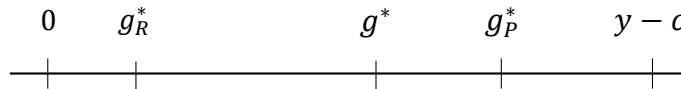
$$W^J(g_A) > W^J(g_B) + \delta + \sigma^{iJ} + h(C_B - C_A) \quad (3)$$

Donde g_A y g_B son las plataformas anunciadas por los partidos.

Calcular la política socialmente óptima g^* proporciona un parámetro para comparar resultados de bienestar. Note que las variables estocásticas tienen valor esperado cero y pueden eliminarse de las utilidades. Los gastos de campaña son una decisión de los partidos y pueden eliminarse. Así, la utilidad ex-ante de los electores es $W^J(g) = (y - g - c) \frac{y^J}{y} + H(g)$.

Maximizar la función de bienestar social de los electores ($W(g) = \sum_J \sigma^J W^J(g)$) resulta en $g^* = (H')^{-1}$, que es la política socialmente óptima. La figura 8 ilustra el óptimo social y las preferencias de cada clase por g . Note que $g_R^* < g^* < g_P^*$.

Figura 8: Políticas preferidas de cada clase y política socialmente óptima



Fuente: autores.

Para cada clase J , el *swing voter* σ^J es el elector indiferente entre los dos partidos. De la ecuación 3 es posible notar que:

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

Es posible mostrar que el número de votos en el partido A es $\frac{1}{2}$ más la suma de la masa de los *swing voters* en cada clase.

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

Como $\sum_J \alpha^J = 1$, la probabilidad de que el partido A gane las elecciones es la probabilidad de $\pi^A > \frac{1}{2}$. De la ecuación 4, eso ocurre si σ^J es mayor que 0. Como ψ da la distribución de δ , escriba $W(g_A) = \sum_J \sigma^J W^J(g_A)$ y $W(g_B) = \sum_J \sigma^J W^J(g_B)$. Utilizando la ecuación 4, la probabilidad de que A

gane las elecciones es:

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

Por simetría:

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

Para determinar C_A y C_B , considere que los partidos reciben financiamiento público y privado. La parte pública es proporcional al número de lugares obtenidos por el partido en la legislatura anterior: $\beta_A + \beta_B = 1$, donde β_P es la representación del partido P . Sea c la distribución per capita de fondos públicos. Entonces cada partido recibe $\beta_P * c$ en financiamiento público.

Lobistas hacen contribuciones privadas denominadas por C_P^J , donde $J = P, R$ y $P = A, B$. La función utilidad de los lobistas depende de la implementación de la política y de la cantidad de recursos donados:

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

El problema de los lobistas de la clase J es:

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

Cuya solución es:

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

La donación total para el partido P es $\sum_J \alpha^J C_P^J$. Por lo tanto, la contribución total es $C_P = \beta_P c + \sum_J \alpha^J C_P^J$.

Partidos anticipan las contribuciones que serán recibidas de los lobistas, De la ecuación 8:

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

Ahora, de la ecuación 6:

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

Así como electores, los partidos políticos también poseen preferencias por g . El partido A

prefiere estrictamente \overline{g}_A y B prefiere estrictamente \overline{g}_B . Asuma que A represente a los Ricos y B a los Pobres, de forma que $\overline{g}_A = g_R^*$ y $\overline{g}_B = g_P^*$. Desviar de la política preferida causa pérdida de utilidad, pero hay un *trade-off*: los partidos pueden desviarse de sus políticas preferidas para atraer votos de la otra clase social. Hay un costo asociado a tal desvío:

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

La primera parte de la ecuación 11 representa la utilidad obtenida cuando se obtiene la mayoría de la legislatura. La segunda parte representa el costo de implementar una política diferente de la preferida por el partido. En cuanto mayor γ_P mayor tal costo.

Como A representa la clase de los Ricos, su política preferida g_A^* está a la izquierda de g^* , lo que implica que un desvío para obtener más votos implica un aumento con relación a g_A^* . Lo opuesto ocurre para B . Así, se puede reescribir la ecuación 11 como:

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

Después del anuncio de las plataformas por los partidos, la racionalidad secuencial reduce la forma extensiva del juego a la forma normal, de forma que las utilidades de los partidos A y B son dadas por la ecuación 12. El equilibrio de Nash dominante es:

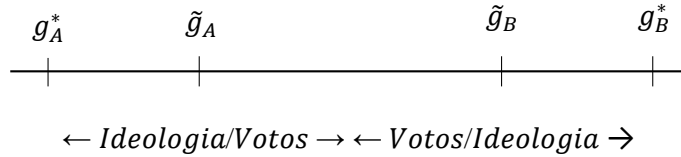
$$\begin{aligned} \tilde{g}_A &= (H)^{-1} \left(\frac{\hat{y}}{y} + \frac{\gamma_A}{\Psi \hat{\alpha}} \right) \\ \tilde{g}_B &= (H)^{-1} \left(\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_B}{\Psi \hat{\alpha}} \right) \end{aligned} \quad (13)$$

Donde $\hat{y} = \frac{y + \Psi h^2 [(\alpha^P)^2 y^R + (\alpha^R)^2 y^P]}{\hat{\alpha}}$ y $\hat{\alpha} = \alpha^P (1 + \Psi h^2 \alpha^P) + \alpha^R (1 + \Psi h^2 \alpha^R)$. En la ecuación 13, note que el financiamiento público no afecta la acción de los partidos, ya que c no es parte de la ecuación. Note también que sin *lobbies* y sin ideología ($h = 0$ y $\gamma_P = 0$), ambos partidos anunciarían la misma política $\tilde{g}_A = \tilde{g}_B < g^*$. En caso de que haya ideología y contribuciones de lobistas, ($h > 0$ y $\gamma_P > 0$), los partidos intentarán diferenciarse: $\tilde{g}_A < g^L < \tilde{g}_B$. En ese caso, contribuciones privadas influenciarán la probabilidad de victoria de un partido.

Note que diferencias en \tilde{g}_A y \tilde{g}_B permiten diferencias en contribuciones de campaña. Los Ricos financiarán A y los Pobres B . Aquí, los partidos enfrentan un *trade-off*: ellos pueden elegir una política similar a sus preferencias y recibir más votos de sus clases “nativas” o intentar influenciar a otra clase por medio de campañas financiadas con recursos donados por *lobbies*. La figura 9 ilustra las dos fuerzas que

actúan sobre la elección de la política por los partidos.

Figura 9 – Anuncio de plataformas.



Fuente: autores.

De las ecuaciones 8 y 13, es posible notar que el partido *A* recibirá contribuciones de campaña de la clase *R* y el partido *B* de la clase *P*. Para cada partido $P = A, B$, las contribuciones totales serán:

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

Donde el último término en ambas ecuaciones es la contribución privada para los partidos *A* y *B*. La principal variable es la donación total, dada por:

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

En el modelo, un aumento de la desigualdad corresponde a un aumento en el porcentaje de ingresos totales de propiedad de la clase de los Ricos. Los ingresos promedio es dada por: $y = \alpha^P y^P + \alpha^R y^R \rightarrow \frac{\alpha^P y^P}{y} + \frac{\alpha^R y^R}{y} = 1$. Por lo tanto, una reducción en $\frac{\alpha^P y^P}{y}$ o un aumento en $\frac{\alpha^R y^R}{y}$ aumentan la desigualdad.

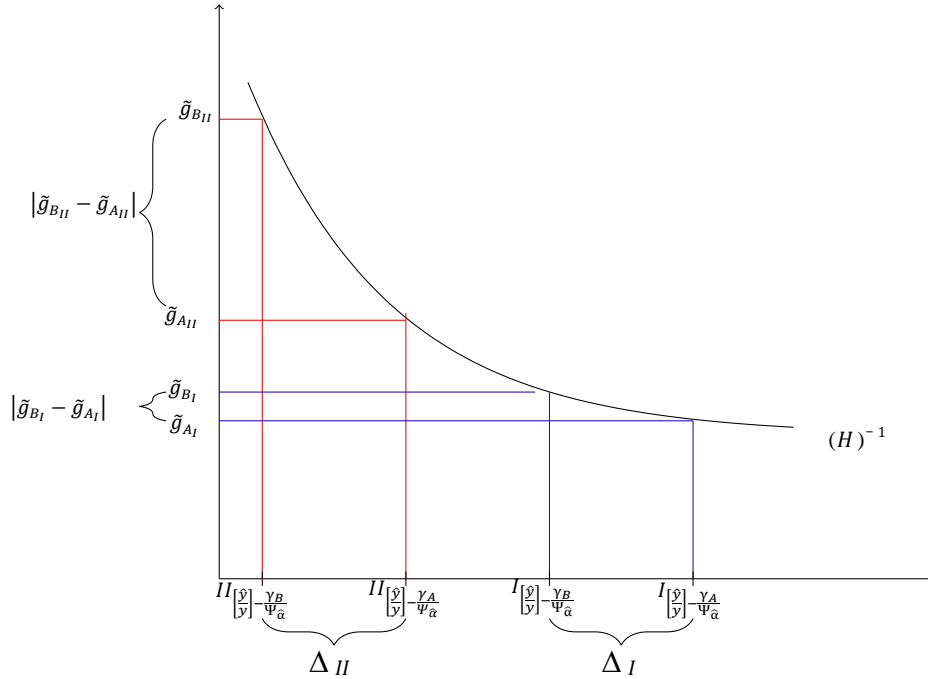
Defina ahora $\beta = \frac{(\alpha^P)^2 y^P}{y} + \frac{(\alpha^R)^2 y^R}{y}$. Escribiendo $\alpha = \alpha^R$ e $x = \frac{\alpha^R y^R}{y}$, obtenemos:

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

Pero $\alpha = \alpha^R < \frac{1}{2} \rightarrow 1 - 2\alpha > 0$. Por lo tanto, a medida que β disminuye, la desigualdad aumenta. Además, usando la expresión para \hat{y} en la ecuación 13, se puede substituir β para escribir $\frac{\hat{y}}{y} = \frac{1 + \Psi h^2 \beta}{\hat{\alpha}}$. Note que $\frac{y_A}{\hat{\alpha}}$ y $\frac{y_A}{\Psi \hat{\alpha}}$ no dependen de ingresos. Así, un aumento en la desigualdad resulta en una

disminución de β y $\frac{\hat{y}}{y}$ disminuye. La figura 10 muestra como $\frac{\hat{y}}{y} + \frac{\gamma_A}{\psi\hat{\alpha}}$ e $\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_B}{\psi\hat{\alpha}}$ caminan a la izquierda a medida que la desigualdad aumenta. Como $(H)^{-1}$ es decreciente y convexa, \tilde{g}_A e \tilde{g}_B aumenta.

Figura 10 – El efecto de la desigualdad en las políticas anunciadas por los partidos.



Fuente: autores.

En la figura 10, el subscripto (o sobrescrito) *I* se refiere al caso anterior al aumento en la desigualdad y *II* al caso posterior. A medida que la desigualdad aumenta, $\frac{\hat{y}}{y} + \frac{\gamma_A}{\psi\hat{\alpha}}$ y $\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_B}{\psi\hat{\alpha}}$ cambian a la izquierda, pero Δ_I y Δ_{II} permanecen iguales. Sin embargo, dado el formato de $(H)^{-1}$, $|\tilde{g}_{B_{II}} - \tilde{g}_{A_{II}}| > |\tilde{g}_{B_I} - \tilde{g}_{A_I}|$.

Cuanto mayor la desigualdad mayor la diferencia entre las utilidades que los electores obtienen del bien público correspondiente al anuncio de las plataformas, $H(\tilde{g}_B) - H(\tilde{g}_A)$. Usando la ecuación 13, observe que $H(\tilde{g}_B) - H(\tilde{g}_A) = (H \circ (H')^{-1})\left(\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_B}{\psi\hat{\alpha}}\right) - (H \circ (H')^{-1})\left(\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_A}{\psi\hat{\alpha}}\right)$. Ya que $H \circ (H')^{-1}$ es convexa y como $\left(\frac{\hat{y}}{y} - \frac{\gamma_P}{\psi\hat{\alpha}}\right), P = \{A, B\}$ va a la izquierda, $H(\tilde{g}_B) - H(\tilde{g}_A)$ aumenta.

Ahora es posible mostrar que un aumento en la desigualdad lleva a un aumento en los gastos de campaña. De la ecuación 1, la diferencia de utilidad entre electores de la clase *J* es $W^J(\tilde{g}_B) - W^J(\tilde{g}_A) = (\tilde{g}_B - \tilde{g}_A)\frac{y^J}{y} + [H(\tilde{g}_B) - H(\tilde{g}_A)]$. Substituyendo esa expresión en la ecuación 14, se obtiene:

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

Note que *I*, *II* y *III* aumentan con la desigualdad. *IV* es mayor que 0, pues $\alpha^P > \frac{1}{2} > \alpha^R > 0$.

Por lo tanto un aumento en la desigualdad implica en un aumento en los recursos usados en campañas electorales. Intuitivamente, más desigualdad significa que Ricos y Pobres tienen preferencias muy diferentes por g , lo que significa que \tilde{g}_A y \tilde{g}_B quedan muy distantes. Lobistas, sin embargo, prevén que una política muy diferente de sus preferidas puede ser implementada si el partido del otro espectro político gana las elecciones. Como resultado, ellos quedan más dispuestos a financiar sus propios partidos, aumentando los gastos electorales.

Apéndice B: Coeficiente de Gini de los municipios brasileños

Los coeficientes de Gini para los municipios brasileños fueron estimados por la diferencia relativa promedio para datos ordenados, como en Glasser (1962) y Dixon et al. (1987):

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

Donde G es el coeficiente de Gini, x es un valor de ingresos observada, n es el número de valores e i es el ranking de los valores en orden ascendente. Para obtener un estimador no insesgado, los valores fueron multiplicados por $n/(n-1)$.

Apéndice C: Pruebas

La tabla 10 contiene los VIFs de las variables para todos los modelos estimados. Las tablas 11 y 12 contienen los resultados para las estimativas sin la variable *Urbano*.

Tabla 10 –VIFs

	Prefectos - Donaciones	Prefectos - Baja de Estimables	Concejales - Donaciones	Concejales - Baja de Estimables
<i>Gini</i>	2.18	2.07	3.02	2.88
<i>Gini Ingresos</i>	3.22	3.27	5.65	5.77
<i>Ingresos</i>	2.42	2.26	2.91	2.72
<i>Frag Educ</i>	1.5	1.34	1.51	1.35

<i>Joven</i>	8.32	7.49	8.39	7.57
<i>Sénior</i>	5.97	5.64	5.97	5.64
<i>Frag Edad</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>Electores</i>	233.56	255.07	251.24	282.86
<i>Seg. Turno</i>	1.39	1.38	5.86	5.78
<i>Reelección</i>	1.69	1.66	1.73	1.49
<i>Reelecto</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

Fuente: autores.

Tabla 11 – Resultados de las estimaciones de las elecciones para prefecto sin *Urbano* - efectos fijos.

	(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>Gini Ingresos</i>	-0.32** (0.14)	-0.81*** (0.14)	-0.83*** (0.27)	-1.16*** (0.26)
<i>Ingresos</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>Joven</i>	3.54*** (1.02)	3.20*** (1.01)	2.87 (1.86)	2.81 (1.82)
<i>Sénior</i>	1.47*** (0.55)	2.43*** (0.55)	2.40** (1.05)	3.29*** (1.03)
<i>Frag Edad</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>Electores</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>Reelección</i>	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)

<i>Reelecto</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 año</i>	Si	Si	Si	Si

Fuente: autores.

Nota: Erros estándares robustos entre paréntesis, *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

Tabla 12 – Resultados de las estimaciones de las elecciones para concejales sin *Urbano* - efectos fijos.

	(5) Ver/Ele	(6) Ver/Ele/Vac	(7) Ver/Hab	(8) Be-Ver/Ele	(9) Be-Ver/Ele/Vac	(10) 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>Gini Ingresos</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>Ingresos</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>Joven</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>Sénior</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 Edad</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>Electores</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)

Seg. Turno	-0.012*** (0.003)	-0.047*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.033*** (0.005)	-0.065*** (0.004)	-0.036*** (0.005)
Reelección	0.047** (0.020)	0.050** (0.020)	0.051*** (0.019)	-0.073* (0.037)	-0.063** (0.032)	-0.076** (0.037)
Reelecto	0.051** (0.023)	0.053** (0.023)	0.059*** (0.022)	0.084** (0.038)	0.075** (0.033)	0.098*** (0.037)
Constante	1.660 (1.109)	1.023 (1.109)	0.356 (1.099)	-1.286 (1.948)	-1.451 (1.699)	-2.259 (1.923)
Obs.	20044	20044	20044	15033	15033	15033
r^2 ajustado	0.180	0.167	0.214	0.091	0.115	0.107
r^2 within	0.181	0.168	0.214	0.092	0.116	0.108
r^2 overall	0.071	0.104	0.107	0.019	0.063	0.034
r^2 between	0.023	0.091	0.081	0.014	0.072	0.034
σ_u	0.353	0.356	0.384	0.610	0.558	0.637
σ_e	0.374	0.374	0.369	0.481	0.417	0.475
ρ	0.471	0.476	0.520	0.617	0.641	0.642
Dummies	Si	Si	Si	Si	Si	Si
año						

Fuente: autores

Nota: Errores estándares robustos entre paréntesis, *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01..