

Estado da publicação: O preprint foi publicado em outro meio.  
DOI do preprint publicado: <https://doi.org/10.1590/1678-98732433e012>

# Religião, ideologia e antipetismo nas eleições presidenciais brasileiras de 2018

Leonardo Neves Luz

<https://doi.org/10.1590/1678-98732433e012>

Submetido em: 2025-12-10  
Postado em: 2025-12-10 (versão 1)  
(AAAA-MM-DD)

<https://doi.org/10.1590/1678-98732433e012>

## Religião, ideologia e *antipetismo* nas eleições presidenciais brasileiras de 2018

### Religion, Ideology, and Antipetismo in the 2018 Brazilian Presidential Elections

**Leonardo Luz**

Departamento de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Governador Valadares, Minas Gerais, Brasil.

E-mail: [leonardo.neves@ufjf.br](mailto:leonardo.neves@ufjf.br)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3235-9662>

#### RESUMO

**Introdução:** As eleições presidenciais de 2018 romperam a polarização PT versus PSDB e resultaram na ascensão de Jair Bolsonaro, um candidato apoiado em conservadorismo comportamental, nacionalismo religioso e antipetismo. Este estudo investiga como religião, ideologia e sentimentos partidários interagiram para determinar o voto em Bolsonaro no primeiro turno. A hipótese central é que a adesão religiosa se converteu em apoio eleitoral por meio da mediação exercida pela ideologia conservadora e pelo antipetismo. **Materiais e métodos:** Foram utilizados dados do *Latin American Public Opinion Project* (LAPOP) de 2019, com 1.498 entrevistas nacionais presenciais. Aplicou-se Modelo Generalizado de Equações Estruturais (GSEM) para estimar efeitos diretos, indiretos e totais. Quatro modelos recursivos foram testados: três específicos para católicos, protestantes e pentecostais, e um modelo completo. As variáveis dependentes foram voto em Bolsonaro, antipetismo (rejeição exclusiva ao PT) e autoposicionamento ideológico à direita, controladas por variáveis sociodemográficas e atitudinais. **Resultados:** O antipetismo e a ideologia conservadora emergiram como os preditores mais fortes do voto em Bolsonaro, elevando em 224% e 101% a probabilidade de apoio, respectivamente. Cerca de 60% do efeito da ideologia foi mediado pelo antipetismo. Entre pentecostais, identificou-se o padrão mais robusto: ser pentecostal aumentou em 122% a probabilidade de voto e em 79% a identificação à direita, com 21% do efeito mediado pela ideologia. Católicos apresentaram efeito significativo sobre antipetismo (44%), mas não sobre ideologia. Protestantes exibiram apenas efeito direto sobre o voto (76%), sem mediações relevantes. **Discussão:** Os achados confirmam o antipetismo como principal vetor da clivagem eleitoral em 2018, articulando-se à ideologia conservadora. Apenas entre pentecostais consolidou-se uma “direita religiosa” com impacto eleitoral mediado por valores ideológicos. O antipetismo católico associou-se a fatores socioeconômicos tradicionais, enquanto os protestantes mantiveram efeito direto, sem clivagem ideológica consistente. O estudo contribui ao decompor trajetórias causais diferenciadas entre denominações religiosas, demonstrando a heterogeneidade dos mecanismos que ligam religião, ideologia e comportamento eleitoral.

**Palavras-chave:** clivagens religiosas; ideologia política; antipatia partidária; comportamento eleitoral; modelagem de equações estruturais.

#### ABSTRACT

**Introduction:** The 2018 Brazilian presidential elections disrupted the traditional PT–PSDB polarization and led to the rise of Jair Bolsonaro, a candidate supported by behavioral conservatism, religious nationalism, and antipetismo (hostility toward the Workers’ Party, PT). This study examines how religion, ideology, and partisan sentiments shaped electoral support for Bolsonaro in the first round of the 2018 elections through the mediating effects of conservative ideology and antipetismo. **Materials and methods:** We used data from the 2019 Latin American Public Opinion Project (LAPOP), which includes 1,498 nationally representative face-to-face interviews. A Generalized Structural Equation Model (GSEM) was applied to estimate direct, indirect, and total effects. Four recursive models were tested: three specific to Catholics, Protestants, and Pentecostals, and one full model. Dependent variables included vote choice for Bolsonaro, antipetismo, and ideological self-placement on the right, controlling for sociodemographic and attitudinal variables. **Results:** Antipetismo and conservative ideology emerged as the strongest predictors of voting for Bolsonaro, increasing the likelihood of support by 224% and 101%, respectively. Approximately 60% of the ideological effect was mediated by antipetismo. The most pronounced pattern was observed among Pentecostals: identifying as Pentecostal increased the likelihood of voting for Bolsonaro by 122% and right-wing self-placement by 79%, with 21% of the effect mediated by ideology. Catholics showed a significant effect on antipetismo (44%) but no significant influence on ideology. Protestants exhibited only a direct effect on voting (76%), with no meaningful mediation. **Discussion:** The results confirm antipetismo as the main driver of the electoral cleavage in 2018, operating in conjunction with conservative ideology. A distinct “religious right,” with electoral impact mediated by ideological values, was observed only among Pentecostals. Among Catholics, antipetismo was linked to traditional socioeconomic factors, whereas Protestants exhibited a direct effect on voting without consistent ideological cleavage. This study contributes by decomposing heterogeneous causal mechanisms across religious denominations, highlighting the varied ways in which religion, ideology, and partisan sentiments shape electoral behavior.

**Keywords:** religious cleavages; political ideology; partisan hostility; electoral behavior; structural equation modeling.

## I. Introdução

As eleições de 2018 coroaram um Deputado de baixa inserção partidária como presidente, rompendo mais de duas décadas de polarização entre o Partido dos Trabalhadores (PT) e o Partido da Social-Democracia Brasileira (PSDB). Fora a primeira derrota do PT desde 2002, resultado indissociável da forte rejeição que se conformou em relação ao partido (Samuels & Zucco, 2018).

A plataforma de Jair Bolsonaro dividiu o espaço político em polos ideologicamente distintos, opondo corrupção e progressismo identitário a conservadorismo comportamental e nacionalismo religioso, alinhando os valores do eleitorado à rejeição afetiva ao PT (Rennó, 2020). O antipetismo emulou o crescente conservadorismo, estabelecendo uma clivagem eleitoral alternativa, baseada em questões morais (Borges et al., 2020), e que encontrou na religião um profícuo canal de alimentação, sendo os temas relacionados a costumes o principal mecanismo de articulação da direita religiosa (Quadros & Madeira, 2018), importante grupo da coalizão vitoriosa de Bolsonaro.

Ainda que estudos internacionais apontem a identidade religiosa como a mais relevante entre as identidades sociais para explicar atitudes políticas (Wald et al., 2005), esse tema permaneceu à margem do debate público brasileiro até 2010. A partir daí, ganhou centralidade, acompanhando o aprofundamento da polarização e alimentando o antipetismo, sobretudo durante e após o impeachment de Dilma Rousseff. Esse processo impulsionou a articulação entre conservadorismos religioso e político, conformando o principal segmento de apoio a Bolsonaro: eleitores fortemente antipetistas, identificados com a direita e ancorados em fundamentação moral religiosa (Borges et al., 2020).

Compreender o comportamento desse eleitor antipartidário, mas com tendências ideológicas definidas, permite esclarecer sua adesão a um projeto eleitoral estruturado pela combinação entre ideologia e sentimento partidário (Borges et al., 2020). Assim, este artigo investiga o canal de determinação do voto em Bolsonaro que compreenda as dimensões da profissão religiosa, ideologia simbólica e sentimentos partidários. A hipótese fundamental é que a adesão religiosa foi operacionalizada pela ideologia e pelo antipetismo, sob a forma de um efeito de mediação, predizendo a probabilidade de voto em Bolsonaro no primeiro turno das eleições de 2018, seguindo a proposição de Baron & Kenny (1986).

O incremento na agenda de pesquisa provém de: *i*) modelar simultânea e estruturalmente os potenciais mediadores e preditores que associam voto, religião, partidarismo e ideologia simbólica, permitindo a compreensão do relacionamento entre religião e os principais componentes da clivagem política, identificando se – e quais – grupos religiosos se conformaram em uma direita religiosa/antipetista que balizou a candidatura de Bolsonaro; e identificar os efeitos *ii*) indiretos para avaliar os impactos relativos de mediação da religião por ideologia e antipetismo sobre o voto, *iii*) indiretos para avaliar os impactos relativos de mediação da ideologia através do antipetismo sobre o voto e *iv*) da ideologia sobre o antipetismo, diretos, indiretos e de mediação.

O artigo se divide em quatro partes além desta introdução. A primeira apresenta uma discussão sobre os efeitos da identidade religiosa, ideologia e sentimentos partidários sobre a clivagem política; a segunda, a estratégia empírica; a terceira discute os resultados e, finalmente, são apresentadas as considerações finais.

## **II. Religião, ideologia e antipetismo na clivagem política**

### *II.1. Religião*

A religião, como preditor do comportamento eleitoral, preferência partidária e posicionamento ideológico, tem sido objeto de grande atenção, operando em cada estágio do processo de escolha

eleitoral (Castle, 2018). Seu caráter indexador político advém da dominância enquanto identidade social, comportando um conjunto multidimensional de valores abrangentes de toda a realidade social humana e que se sobrepõe a outros determinantes identitários como gênero, classe social e etnia (Wald et al., 2005).

A clivagem religiosa pode ser operada pela confissão denominacional, isto é, a diferença no padrão de votação e de preferências partidária e ideológica entre grupos religiosos, se relacionando ao partidarismo através dos valores e atitudes políticas dos eleitores, que afetariam as preferências partidárias (Langsæther, 2019). Haveria, contudo, um mecanismo direto, que diz respeito a tradição partidária de aproximação com os grupos religiosos, especialmente através do tradicionalismo moral, criando laços intergeracionais com os partidos. Sob grande polarização ideológica, esse relacionamento pode ser potencializado devido a uma maior associação entre tradicionalismo moral e preferência partidária em níveis individuais, levando a uma maior votação por motivação religiosa no sistema partidário como um todo (Evans & DeGraaf, 2013). E se considerando a tradição da escolha racional, onde os partidos emitem sinais ao eleitorado para reduzir custos informacionais, os valores religiosos se tornam atalhos informacionais para o eleitor. Assumindo tais valores não aleatoriamente distribuídos, concentrados em eleitores religiosos, é esperado maior efeito indireto da religião sobre o comportamento eleitoral e preferência partidária.

No caso brasileiro, é identificada uma correlação entre profissão religiosa e voto, ideologia e preferência partidária em pleitos presidenciais (por exemplo, Bohn, 2004), não podendo a religião ser considerada, contudo, até 2018, um determinante da clivagem política. A maior parte dos estudos se concentrou no eleitorado evangélico<sup>1</sup>, não o diferenciando, porém, entre pentecostais e tradicionais. Em relação ao seu crescimento e efeitos políticos nas últimas décadas, Araújo (2025) concluiu estarem associados a um aumento do conservadorismo, ao passo que Araújo (2022), diferenciando pentecostais e protestantes, identificou que a religião neutraliza eventuais tendências ao apoio de profissionais de baixa renda a agendas de esquerda, mesmo entre beneficiários de programas sociais.

Em relação às eleições de 2018, Ferreira & Fuks (2021) e Amaral (2020) identificaram forte correlação entre a profissão evangélica e o voto em Bolsonaro, convergindo para a conclusão de uma crescente força preditora da politização religiosa nos últimos anos, em especial a importância das lideranças e organização evangélicas como atores políticos mediadores do comportamento eleitoral (Ferreira & Fuks, 2021). Quando considerados os católicos, os estudos brasileiros divergem dos resultados encontrados para outras democracias, que comumente apontam uma correlação positiva

---

<sup>1</sup>O termo *pentecostal* foi utilizado para se referir à denominação protestante pentecostal, se diferindo de *protestante*, que se refere às igrejas clássicas.

entre a confissão e o voto em candidatos/partidos de direita ou, ao menos, não progressistas (por exemplo, Stegmueller, 2013). No Brasil, converge-se para um efeito positivo sobre o voto no PT, ainda que de baixa magnitude, não sendo verificada uma sobreposição da plataforma moral sobre os determinantes socioeconômicos do voto (por exemplo, Schuhli, 2018).

## *II.2. Ideologia e antipetismo*

A investigação dos papéis da ideologia e do partidarismo sobre o comportamento eleitoral tem no modelo de Michigan sua mais arraigada tradição, que assume a identidade partidária o preditor fundamental – e estável – do voto, relegando à ideologia baixíssima importância. Por sua vez, o modelo da escolha racional as entende como mecanismos de sinalização redutores dos custos informacionais inerentes ao mercado político, onde partidos e suas plataformas ideológicas seriam emuladores da escolha eleitoral.

Fiorina (1978) questionou a força da estabilidade das identidades partidárias que, nos EUA, oscilam de acordo com o contexto, proposição empiricamente confirmada em estudos posteriores (por exemplo, Brody, 1991). Em relação à ideologia, a partir da década de 1970, um conjunto de estudos também atestou sua volatilidade que, sobretudo sob polarização, vem se mostrando um consistente delineador dos sentimentos partidários (por exemplo, Levendusky, 2010).

A literatura brasileira sobre os dois preditores é farta em resultados que apontem associações significativas (por exemplo, Samuels & Zucco, 2018; Ribeiro et al., 2016; Borges & Vidigal, 2018; Fuks & Marques, 2020; Singer, 2022), ainda que sua grande maioria convirja para baixos níveis. Em relação à identificação partidária, contudo, Braga & Pimentel (2011), afirmam que a correlação é similar à de democracias consolidadas. Assim, apesar de frágeis estruturadores de atitudes políticas, os partidos são preditores do comportamento eleitoral (Ribeiro et al., 2016).

A consistência ideológica, por sua vez, vem se fortalecendo nos últimos anos, com um significativo aumento, desde 2015, de sua relação com o comportamento eleitoral e preferência partidária, sobretudo em 2018 (Fuks & Marques, 2020). Amaral (2020) também identificou um incremento do poder preditivo da ideologia, que estaria relacionado ao crescimento da polarização e da direita ideológica, também manifesta sob a forma de antipetismo, que é a principal manifestação do partidarismo no país, posto que as preferências partidárias são conformadas pelos sentimentos ao PT, sobretudo após 2014 (Samuels & Zucco, 2018). Esse partidarismo negativo tem se mostrado um dos principais preditores do comportamento eleitoral, podendo se sobrepor ao partidarismo positivo, e perfaz canais de causalidade separadamente ativados, apresentando maior capacidade preditiva em países que conviveram com um período longo de permanência de um mesmo partido no poder (por

exemplo, Rose & Mishler, 1998).

O antipartidarismo potencializaria, ainda, o poder explicativo da ideologia (Medeiros & Noël, 2014). Sob o modelo de escolha racional, trabalhos empíricos apontam para um crescimento no papel da ideologia como diluidora de erros informacionais, cujos desvios de uma racionalidade ótima se anulam no agregado, convergindo para a consistência partidária para todos os eleitores (por exemplo, Page & Shapiro, 1992). E se a identificação ideológica é mais consistente sob polarização, o efeito conjunto da ideologia e do antipartidarismo seria impulsionado na clivagem individual e, no Brasil, a permanência do PT por 13 anos no governo, os escândalos de corrupção e a crise econômica a partir de 2013, acentuaram os sentimentos negativos em relação ao partido, se conformando na principal expressão do partidarismo, com forte poder preditivo, em termos de identificação e intensidade dos sentimentos (Samuels & Zucco, 2018).

Em relação a 2018, Amaral (2020) identificou que os sentimentos ao PT se mostraram o mais forte preditor do voto em Bolsonaro. Borges et al. (2020), analogamente, identificaram no eleitor mais fortemente antipetista e ideologicamente conservador seu mais importante segmento de apoio. Fuks et al. (2021) também concluíram ser o antipetismo mais acentuado o principal preditor eleitoral, convergindo para a conclusão de Amaral (2020), que entende ser a principal identidade partidária nas eleições de 2018.

Em termos gerais, a clivagem religiosa tem apresentado uma importância crescente no sistema partidário, *pari passu* ao recrudescimento ideológico conservador e ao fortalecimento do antipetismo, cujo movimento conjunto os sugere interdeterminados, retroalimentando-se, até o ponto de mais forte interdependência em 2018. Compreender, portanto, o canal de alimentação dos três preditores e sua dinâmica preditiva, simultânea e estruturalmente, se afigura um grande passo para o entendimento das clivagens políticas que se conformaram em 2018.

### **III. Material e métodos**

#### *III.1. Estratégia empírica*

O objetivo deste artigo foi identificar o padrão de comportamento político desenhado na relação entre as identificações religiosa, ideológica e partidária (antipetista) nas eleições de 2018. Para tanto, foi utilizado um modelo logístico de equações estruturais generalizado (*Generalized Structural Equation Model*, GSEM), conforme proposto por McCullagh & Nelder (1989). As principais vantagens do GSEM em relação ao SEM estão na flexibilização dos pressupostos de normalidade residual. Também flexibilizam a exigência de variáveis dependentes contínuas, permitindo tratar variáveis binárias. Isso é possível por meio do uso de diferentes funções de ligação,

que não precisam ser lineares. Esses recursos ampliam as possibilidades do SEM tradicional. Eles permitem estimar efeitos diretos, indiretos e totais em múltiplas equações que incorporam as variáveis voto, ideologia e antipartidarismo. Com isso, o modelo oferece maior flexibilidade e precisão para investigar os mecanismos causais que conectam religião e comportamento político.

O modelo estrutural com solução recursiva foi definido por

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 z_i + \alpha_2 x_i + \alpha_3 w_i + \alpha_4 c_i + \varepsilon_i$$

(1)

$$x_i = \beta_0 + \beta_1 z_i + \beta_2 w_i + \beta_3 c_i + \mu_i$$

(2)

$$w_i = \gamma_0 + \gamma_1 z_i + \gamma_2 w_i + \vartheta_i$$

(3)

Em que  $y_i$  é uma variável binária (distribuição de Bernoulli) (1 se o indivíduo  $i$  votou em Bolsonaro no primeiro turno em 2018; 0, caso contrário)<sup>2</sup>;  $\alpha_0$ ,  $\beta_0$  e  $\gamma_0$  são escalares;  $z_i$  é binária (1 se o indivíduo  $i$  pertence ao grupo religioso; 0, caso contrário);  $x_i$  é binária (1 se o indivíduo  $i$  é antipetista; 0, caso contrário);  $w_i$  é binária (1 se o indivíduo  $i$  se identifica ideologicamente à direita; 0, caso contrário);  $c_i$  é o vetor de controle do indivíduo  $i$ ;  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\gamma_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\beta_2$ ,  $\gamma_2$ ,  $\alpha_3$ ,  $\beta_3$ , e  $\alpha_4$  são os vetores de parâmetros;  $\varepsilon_i$ ,  $\mu_i$  e  $\vartheta_i$  são os vetores de erros aleatórios, assumidos ruídos brancos,  $E[\varepsilon_i, \mu_i, \vartheta_i \vee \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\mu^2, \sigma_\vartheta^2] = 0$ . As variáveis  $y_i$ ,  $x_i$  e  $w_i$  são definidas endogenamente, sendo as demais exógenas.

Conforme discussão anterior, a literatura indica que ideologia e partidarismo são preditores do voto, sendo a segunda categoria afetada pela primeira. Assim, a rejeição a um partido opera, associada ao posicionamento ideológico, um mecanismo que afeta as escolhas eleitorais em direção a uma candidatura específica (por exemplo, Medeiros & Noël, 2014). Sob polarização, os laços de convergência e divergência entre os grupos são potencializados, aumentando a intensidade dos sentimentos partidários (Nicholson, 2012). Assim, é factível que a intensidade do antipetismo tenha se acentuado na clivagem dos sentimentos partidários, alimentado pelo conservadorismo, tal que ambos operaram como sinalizadores para a identidade religiosa atuar na probabilidade de voto em Bolsonaro.

Hipotetizo, assim, um canal entre as identidades religiosa, ideológica, partidária e comportamento eleitoral, em que os sentimentos partidários respondem à ideologia e ambos afetam o voto. Resumindo, a religião afetaria a probabilidade de voto em Bolsonaro em 4 canais: *i*) diretamente; e indiretamente, via *ii*) ideologia simbólica (direita religiosa); *iii*) antipetismo; *iv*)

---

<sup>2</sup> Votos válidos em Bolsonaro.

ideologia mediada pelo antipetismo. Os efeitos sobre o antipetismo seriam diretos e indiretos, por meio da ideologia, que seria afetada diretamente pela profissão religiosa. A probabilidade de voto, por outro lado, também seria predita pelo antipetismo, ideologia e pelos efeitos indiretos da última por meio da primeira que, por sua vez, receberia efeitos diretos do conservadorismo político.

Para tanto, foram estimados quatro modelos recursivos, três considerando cada profissão religiosa separadamente (Modelos 1: católico; 2: protestantes; 3: pentecostais) e o Modelo 4 (todos os grupos religiosos). A mediação é identificada se as variáveis independentes forem estatisticamente associadas às de mediação e dependente, que também precisam estar correlacionadas entre si, sendo os efeitos indiretos das mediadoras o caminho de determinação da mediação (Baron & Kenny, 1986). É assumido, por hipótese de identificação, que a afiliação religiosa antecede as variáveis políticas, posto que se posições políticas prévias influenciarem como indivíduos se vinculam a tradições religiosas específicas, as estimativas poderiam ser enviesadas e limitada a interpretação estritamente causal dos efeitos observados.

### III.2. Dados

Os dados utilizados advêm do *Latin American Public Opinion Project 2019* (LAPOP), *survey* bianual da Vanderbilt University, aplicado, desde 2005, em 20 países latino-americanos. A edição brasileira contemplou uma amostra de 1.498 entrevistados, nacionalmente representados, com questionários aplicados presencialmente entre 29 de janeiro e 3 de março de 2019.

O desenho amostral constitui uma amostra complexa com ponderação, estratificação e *clusterização*. O primeiro estágio de estratificação foi definido pelas cinco macrorregiões, com subestratificação pelo tamanho e tipo (rural/urbano) do município, com *clusterização* que conglomerou as observações em seis unidades. A unidade primária amostral foi selecionada pelo método *Probability Proportional to Size*, no total de 125, com 20 graus de liberdade, tendo por estrutura amostral o Censo 2010 e margem de erro estimada de 2,5 pontos percentuais.

As variáveis dependentes foram definidas conforme descrito na identificação do modelo, sendo aquela da Equação 1 uma *dummy* que captura a probabilidade de voto em Bolsonaro. A construção da variável *antipetismo* considerou a rejeição estrita e exclusiva ao PT. O LAPOP 2019 indagou aos respondentes sobre o nível de afeição a três partidos, PT, PSDB e MDB, em uma escala de 1 a 10 (1 representa máxima rejeição). Atribuiu-se valor 1 para aqueles que apresentaram máxima rejeição ao PT e não a apresentaram aos demais partidos.

A medida unidimensional de ideologia simbólica tem sido largamente utilizada, com satisfatória capacidade preditiva dos sentimentos partidários e do comportamento eleitoral, e definida pelo autoposicionamento no *continuum* esquerda-direita, permitindo sumariar binariamente uma tipificação aderente (Jost et al., 2003), se conformando em uma medida parcimoniosa, típica, geral e universal da ideologia (Hibbing et al., 2014). Para medir a ideologia simbólica, variável dependente da Equação 3, utilizou-se o autoposicionamento no continuum esquerda-direita (1 a 10, das extremas esquerda à direita), recodificada conforme proposto por Amaral & Ribeiro (2021) (1 para indivíduos com valores 8, 9 e 10, 0 aos demais).

Ainda que a recodificação de variáveis contínuas em escalas dicotômicas reduza a variância observada, afetando a confiabilidade das medidas e o poder estatístico dos modelos (Floyd & Widaman, 1995), em países com clivagens polarizadas a distribuição ideológica se torna bimodal, e a dicotomização pode captar melhor a lógica substantiva do alinhamento eleitoral (Carlin et al., 2015). Ademais, embora formalmente ordinal, a variável original é frequentemente tratada como quase-intervalar em estudos comparativos (Treier & Hillygus, 2009), pressupondo intervalos equidistantes entre os pontos da escala, o que nem sempre corresponde à percepção dos entrevistados (Alwin, 1997). Assim, como a escolha entre manter a variável ordinal ou recodificá-la deve responder ao problema substantivo da pesquisa (Kam & Franzese, 2007), optou-se pela dicotomização, recurso amplamente utilizado em estudos de comportamento político, por permitir o contraste substantivo entre blocos ideológicos e a captura da concentração dos efeitos nos polos da escala (por exemplo, Hibbing et al., 2014).

Foram construídas três *dummies* para as denominações formais religiosas (católico<sup>3</sup>, protestante e pentecostal) e outra para as demais (orientais não-cristãs, tradicionais, outra e espírita kardecista), com valor 1 se o indivíduo autodeclarou pertencimento a cada grupo e 0, caso contrário.

As variáveis de controle das características dos eleitores e de atitudes em relação a temas políticos, que contemplam a dimensão operacional da ideologia, foram recodificadas, quando necessário, para se evitar categorias com menos de 5% do total amostral, não recomendadas em modelos logísticos (King & Zeng, 2001). O Quadro 1 apresenta todas as covariadas, com descrição e referência na literatura.

**Quadro 1 – Varáveis utilizadas (nome, descrição, sinal esperado em cada equação, referência na literatura)**

Variável	Descrição	Referência
----------	-----------	------------

<sup>3</sup> É notório haver muitos católicos chamados *não-praticantes* que, espera-se, apresentem diferenças em relação a seus pares praticantes quanto à clivagem política, que pode ser capturada pela frequência a serviços religiosos (*proxy de religiosidade*). Ainda que não seja o escopo deste estudo, a religiosidade pode ser incorporada em futuros trabalhos.

Bolsonaro	0 = Não votou Bolsonaro; 1 = votou Bolsonaro	Fuks; Marques (2020)
Direita	0 = 1 a 7; 1 = 8 a 10	
AntiPT	0 = Simpatia ao PT > 1 ou simpatia ao PT = 1 e simpatia ao MDB e PSDB = 1; 1 = Simpatia ao PT = 1 e simpatia ao MDB e PSDB > 1	Fuks et al. (2021)
Religião	0 = demais; 1 = religião (católico/protestante/pentecostal/outras religiões)	
Estado Civil	0 = demais; 1 = casado	Brooks; Manza (2004)
PEA	População economicamente ativa/0 = demais; 1 = empregado, não empregado, mas tem ou procura trabalho	
Sexo	0 = homem; 1 = mulher	
Renda	11 categorias de 0 (até R\$400 mensais) até 11 (acima de R\$5600 mensais)	
Etnia	0 = demais; 1 = branco	Amaral (2020)
Idade	Contínua (anos)	
Escolaridade	Contínua (anos) – para suavização	
Idade2	Termo quadrático (Idade) – para suavização	
Escolaridade2	Termo quadrático (Escolaridade)	
PBF	Já recebeu o Programa Bolsa Família/0 = não; 1 = sim	Rennó (2020)
Antipartisan	0 = simpatia PT ou MDB ou PSDB > 1; 1 = simpatia PT/MDB/PSDB = 1 e não identificado com nenhum partido	Fuks et al. (2021)
Arma	Teria uma arma/0 = não; 1 = sim	DiMaggio et al. (1996)
Aborto	Aprova o aborto sob risco de vida para a mãe/0 = não; 1 = sim	
Casamento Homossexual	6 categorias/0 (aprova totalmente); 5 (desaprova totalmente)	Layman (2001)
Regionais	0 = outra; 1 = N/S/NE/CO	Ferreira; Fuks (2020)

Fonte: elaborado pelo autor (2025).

#### IV. Resultados

Em dados por amostragem complexa, as estimativas pontuais são afetadas pela ponderação, e as variâncias, também pela estratificação e conglomeração. Desconsiderar o plano amostral pode, assim, enviesar as estimativas, desvios-padrão e níveis de significância, e comprometer a qualidade de ajuste e interpretação dos modelos, invalidando as estimativas para toda a população (Kreuter & Valliant, 2007). Os modelos foram ajustados, considerando o desenho amostral, por um estimador de *Máxima Pseudo-Verossimilhança*, e a variância estimada por linearização de Taylor, que não exige reposição e produz estimativas consistentes para a população (Deville & Särndal, 1992)<sup>4</sup>.

Para a avaliação do ajuste geral do modelo e seleção das covariadas, foram considerados os testes de *Pearson*, Razão de Verossimilhança, critério AIC, curva ROC e *Pseudo-R2*, sendo inseridas as variáveis e aferidas as medidas de qualidade e poder explicativo do ajuste (Tabela 1). Houve incrementos explicativos na inserção de todas as variáveis, à exceção de *outras religiões* e *PEA*, excluídas, assim, do modelo final. *Aborto* não indicou ganhos substanciais nas Equações 1 e 2, mas

---

<sup>4</sup> Procedimentos realizados por meio do *Stata* 16.

dada a grande contribuição para o ajuste da Equação 3 e de sua importância teórica para o controle da ideologia operacional, optou-se pela especificação.

**Tabela 1 – Estatística de teste para a seleção do modelo**

Modelo	Obs	LROC	Pearson	P-R2	-LL	AIC
<b>Bolsonaro</b>						
Nulo	1498	0.50	0.00	0.00	984.82	1971.65
Grupos religiosos	1498	0.58	0.00	0.02	969.97	1947.94
<b>Outras religiões</b>	<b>1498</b>	<b>0.58</b>	<b>0.00</b>	<b>0.02</b>	<b>969.62</b>	<b>1949.23</b>
AntiPT	1498	0.68	5.97	0.08	910.16	1830.33
Direita	1498	0.71	18.72**	0.10	890.13	1792.27
Sexo	1498	0.72	50.52***	0.11	881.38	1776.76
Renda	1498	0.73	367.43**	0.12	864.41	1766.83
Etnia	1498	0.74	539.25*	0.13	859.93	1759.87
Idade	1498	0.74	1412.41	0.13	856.29	1754.58
Escolaridade	1479	0.75	1465.01	0.14	837.28	1718.56
Estado Civil	1479	0.75	1468.74	0.14	834.66	1715.32
Termos Quadráticos	1479	0.76	1464.96	0.15	823.28	1696.56
PBF	1479	0.77	1476.55	0.16	818.81	1689.62
Antipartisan	1479	0.77	1481.51	0.17	813.06	1680.13
Arma	1479	0.78	1498.72	0.18	796.93	1649.85
<b>Aborto</b>	<b>1479</b>	<b>0.78</b>	<b>1498.43</b>	<b>0.18</b>	<b>796.87</b>	<b>1651.74</b>
Casamento Homossexual	1479	0.79	1515.61	0.19	793.49	1656.98
<i>Dummies Regionais</i>	1479	0.79	1525.78	0.20	786.94	1651.88
<b>AntiPT</b>						
Nulo	1498	0.50	0.000	0.00	828.37	1658.73
Grupos religiosos	1498	0.54	0.000	0.01	824.59	1657.17
<b>Outras religiões</b>	<b>1498</b>	<b>0.54</b>	<b>0.000</b>	<b>0.01</b>	<b>823.93</b>	<b>1657.86</b>
Direita	1498	0.63	14.90***	0.03	800.15	1610.31
Sexo	1498	0.62	22.74**	0.03	800.13	1612.25
Renda	1498	0.65	144.90	0.05	790.634	1617.27
Etnia	1498	0.66	291.47	0.05	785.89	1609.78
Idade	1498	0.66	1379.35	0.05	785.75	1611.49
Escolaridade	1479	0.66	1440.98	0.05	772.86	1587.72
Estado Civil	1479	0.66	1444.31	0.05	770.72	1585.44
Termos Quadráticos	1479	0.67	1445.24	0.06	768.46	1584.91
PBF	1479	0.68	1465.15	0.07	761.13	1572.27
Arma	1479	0.69	1481.65	0.07	757.21	1566.41
Aborto	1479	0.69	1484.59	0.07	757.01	1568.02
Casamento Homossexual	1479	0.72	1464.62	0.11	732.30	1530.60
<i>Dummies Regionais</i>	1479	0.73	1456.57	0.11	722.03	1518.07
<b>Direita</b>						
Nulo	1498	0.50	0.00	0.00	934.97	1871.932
Grupos religiosos	1498	0.56	0.00	0.01	927.64	1863.29
<b>Outras Religiões</b>	<b>1498</b>	<b>0.56</b>	<b>0.00</b>	<b>0.01</b>	<b>927.48</b>	<b>1864.96</b>
Sexo	1498	0.59	6.99*	0.03	916.62	1843.24
Renda	1498	0.61	98.84	0.03	909.58	1853.16
Etnia	1498	0.61	291.47	0.03	904.64	1845.28
Idade	1498	0.65	1351.60	0.05	888.66	1815.33
Escolaridade	1479	0.65	1439.46	0.05	875.91	1791.81
Estado Civil	1479	0.66	1448.82	0.05	874.84	1791.67
Termos Quadráticos	1479	0.66	1448.90	0.05	874.39	1794.771
PBF	1479	0.66	1452.85	0.05	874.15	1796.30
<b>Antipartisan</b>	<b>1479</b>	<b>0.66</b>	<b>1458.45</b>	<b>0.05</b>	<b>874.10</b>	<b>1798.19</b>
Arma	1479	0.67	1464.25	0.06	869.72	1791.44
Aborto	1479	0.67	1462.43	0.06	863.43	1780.85
Casamento Homossexual	1479	0.68	1468.36	0.07	860.06	1786.11
<i>Dummies Regionais</i>	1479	0.68	1456.57	0.07	857.86	1789.72

Fonte: elaborado pelo autor (2025).

A Tabela 2 apresenta os resultados dos modelos logísticos em *razão de chances* (1-4). Os controles apresentaram estimativas consonantes com o esperado e apresentaram pouca variação entre os modelos. Em níveis tradicionais de significância, para todos os Modelos e Equações, mulheres apresentaram cerca de 35% a menos de chances de se identificarem à direita e 25% a menos de votar em Bolsonaro, e 35% mais propensas a serem antipetistas.

Pessoas mais velhas apresentaram 10% de chances a mais de votar em Bolsonaro e 4% a mais de chance de se identificarem à direita. Para o Modelo 4, a estimativa é significativa apenas na

Equação 1. Uma maior escolaridade incrementa cerca de 22% a probabilidade de voto (Modelo 1), e redução em 3% em se identificar à direita. Casados são 30% mais propensos a votar em Bolsonaro (exceção no Modelo 4), bem como cerca de 32% em ser antipetista (exceção no Modelo 2). Em relação a renda, apenas a quarta categoria apresentou aumento nas razões de chance (80%) de voto. Brancos apresentaram incremento nas chances de votar em Bolsonaro (>25%) e de ser de direita (>50%), e em ser antipetista (28%), nos Modelos 1 e 2. Beneficiários do PBF apresentaram forte retração na razão de chances de voto (35%) e de antipetismo (45%). Residentes do nordeste são menos propensos ao voto em Bolsonaro (35%) e a serem antipetistas (51%), e moradores do sul tem razão de chances em torno de 40% menores de se identificarem à direita.

A oposição ao aborto afetou apenas a identificação à direita, (>60%). As categorias do posicionamento em relação ao casamento homossexual apresentaram grande relevância, sobretudo para o antipetismo, com efeitos superiores a 300% na razão de chance quando considerados os indivíduos mais estritamente opositores ao tema. Antipartidários apresentaram aumento na probabilidade de voto apenas nos Modelos 3 e 4 (42%).

**Tabela 2 – Estimação logística - Modelos 1-4 (Equações 1-3)**

Variáveis/Equação	Católico			Protestante			Pentecostal			Equação completa		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
AntiPT	3.22*** (0.49)			3.14*** (0.49)			3.24*** (0.50)			3.24*** (0.50)		
Direita	2.08*** (0.29)	2.50*** (0.39)		2.11*** (0.30)	2.45*** (0.39)		2.01*** (0.28)	2.49*** (0.39)		2.01*** (0.28)	2.49*** (0.39)	
Católico	0.77* (0.11)	1.34** (0.18)	0.81 (0.10)							1.18 (0.23)	1.44* (0.27)	1.08 (0.17)
Protestante				1.23 (0.31)	1.02 (0.24)	1.00 (0.23)				1.76* (0.52)	1.24 (0.36)	1.27 (0.35)
Pentecostal							1.81*** (0.30)	0.83 (0.14)	1.64*** (0.31)	2.22*** (0.52)	1.08 (0.24)	1.79** (0.42)
Sexo	0.77* (0.11)	1.36** (0.22)	0.65*** (0.07)	0.77* (0.11)	1.35* (0.22)	0.65*** (0.07)	0.75** (0.10)	1.37** (0.22)	0.63*** (0.07)	0.72** (0.10)	1.34* (0.22)	0.63*** (0.07)
Idade	1.10*** (0.03)	1.01 (0.03)	1.04** (0.02)	1.10*** (0.03)	1.01 (0.03)	1.04* (0.02)	1.10*** (0.02)	1.01 (0.03)	1.04* (0.02)	1.10*** (0.02)	1.01 (0.03)	1.04* (0.02)
Idade2	1.00*** (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00*** (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00*** (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	1.00*** (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)
Escolaridade	1.22*** (0.09)	1.08 (0.07)	0.97* (0.06)	1.22*** (0.09)	1.07 (0.07)	0.97 (0.06)	1.23*** (0.09)	1.07 (0.07)	0.97 (0.06)	1.22*** (0.09)	1.07 (0.07)	0.87 (0.06)
Escolaridade2	0.99** (0.03)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	0.99** (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	0.99** (0.09)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)	0.99* (0.00)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)
Estado Civil	1.36** (0.20)	1.33* (0.21)	1.24 (0.18)	1.38** (0.21)	1.30 (0.21)	1.26 (0.18)	1.32* (0.20)	1.32* (0.21)	1.20 (0.17)	1.28 (0.20)	1.32* (0.21)	1.19 (0.17)
Renda												
1	1.23 (0.49)	1.35 (0.47)	0.88 (0.30)	1.25 (0.49)	1.32 (0.46)	0.90 (0.30)	1.15 (0.47)	1.36 (0.48)	0.83 (0.29)	1.13 (0.46)	1.33 (0.7)	0.82 (0.29)
2	1.18 (0.48)	0.92 (0.36)	0.70 (0.23)	1.18 (0.48)	0.92 (0.36)	0.69 (0.23)	1.20 (0.49)	0.92 (0.36)	0.69 (0.22)	1.19 (0.49)	0.91 (0.36)	0.69 (0.22)
3	1.21 (0.37)	1.14 (0.41)	0.80 (0.40)	1.20 (0.37)	1.14 (0.41)	0.80 (0.22)	1.24 (0.39)	1.13 (0.40)	0.80 (0.22)	1.21 (0.38)	1.12 (0.40)	0.80 (0.22)
4	1.81* (0.57)	0.96 (0.35)	0.75 (0.20)	1.80* (0.56)	0.97 (0.35)	0.75 (0.20)	1.80* (0.57)	0.97 (0.35)	0.73 (0.19)	1.75* (0.55)	0.85 (0.35)	0.72 (0.19)
5	0.73 (0.25)	1.01 (0.41)	0.84 (0.27)	0.74 (0.25)	0.98 (0.40)	0.86 (0.27)	0.75 (0.26)	0.98 (0.40)	0.86 (0.27)	0.72 (0.24)	0.98 (0.40)	0.84 (0.27)
6	1.23 (0.46)	1.56 (0.74)	0.63 (0.24)	1.20 (0.44)	1.59 (0.75)	0.62 (0.24)	1.23 (0.46)	1.57 (0.75)	0.62 (0.24)	1.21 (0.45)	1.55 (0.73)	0.62 (0.24)
7	1.36 (0.42)	1.03 (0.36)	1.12 (0.33)	1.35 (0.42)	1.04 (0.37)	1.11 (0.33)	1.33 (0.41)	1.04 (0.37)	1.09 (0.33)	1.32 (0.40)	1.02 (0.36)	1.09 (0.33)
8	1.49 (0.53)	1.78 (0.65)	1.28 (0.38)	1.46 (0.52)	1.79 (0.67)	1.28 (0.38)	1.51 (0.54)	1.77 (0.65)	1.30 (0.39)	1.47 (0.52)	1.75 (0.65)	1.28 (0.39)
9	1.04 (0.41)	1.64 (0.67)	1.41 (0.48)	1.03 (0.40)	1.66 (0.68)	1.40 (0.47)	1.04 (0.42)	1.65 (0.67)	1.41 (0.48)	1.01 (0.41)	1.62 (0.66)	1.39 (0.48)
10	1.34 (0.49)	1.39 (0.62)	1.20 (0.40)	1.31 (0.48)	1.43 (0.63)	1.18 (0.39)	1.38 (0.51)	1.40 (0.63)	1.22 (0.41)	1.37 (0.51)	1.39 (0.62)	1.21 (0.41)

11	1.24 (0.48)	1.30 (0.55)	1.07 (0.39)	1.23 (0.48)	1.32 (0.57)	1.07 (0.39)	1.27 (0.51)	1.30 (0.56)	1.09 (0.40)	1.28 (0.51)	1.30 (0.55)	1.10 (0.40)
12	0.60 (0.27)	1.51 (0.63)	0.96 (0.33)	0.59 (0.26)	1.54 (0.66)	0.95 (0.32)	0.62 (0.28)	1.52 (0.65)	0.95 (0.33)	0.62 (0.28)	1.51 (0.64)	0.96 (0.33)
Etnia	<b>1.27*</b> (0.17)	<b>1.27*</b> (0.18)	<b>1.51***</b> (0.22)	<b>1.25*</b> (0.17)	<b>1.28*</b> (0.19)	<b>1.50***</b> (0.22)	<b>1.30*</b> (0.18)	1.27 (0.18)	<b>1.54***</b> (0.22)	<b>1.29*</b> (0.18)	1.26 (0.18)	<b>1.54***</b> (0.23)
PBF	<b>0.66**</b> (0.13)	<b>0.55***</b> (0.11)	0.90 (0.15)	<b>0.66**</b> (0.13)	<b>0.55***</b> (0.11)	0.90 (0.15)	<b>0.65**</b> (0.13)	<b>0.55***</b> (0.11)	0.89 (0.48)	<b>0.64**</b> (0.13)	<b>0.55***</b> (0.11)	0.89 (0.14)
Arma	<b>1.89***</b> (0.25)	<b>1.46***</b> (0.21)	<b>1.48***</b> (0.21)	<b>1.88***</b> (0.25)	<b>1.46***</b> (0.21)	<b>1.48***</b> (0.21)	<b>1.90***</b> (0.26)	<b>1.45***</b> (0.21)	<b>1.48***</b> (0.15)	<b>1.90***</b> (0.26)	<b>1.46***</b> (0.21)	<b>1.48***</b> (0.21)
Aborto	0.93 (0.15)	0.92 (0.15)	<b>1.63***</b> (0.26)	0.94 (0.15)	0.92 (0.15)	<b>1.62***</b> (0.26)	0.94 (0.15)	0.92 (0.15)	<b>1.63***</b> (0.27)	0.94 (0.15)	0.92 (0.15)	<b>1.64***</b> (0.27)
Antipartisan	1.39 (0.28)		0.90 (0.21)	1.37 (0.28)		0.89 (0.20)	<b>1.42*</b> (0.29)		0.91 (0.21)	<b>1.42*</b> (0.29)		0.92 (0.21)
Casamento homossexual												
1	1.36 (0.26)	1.43 (0.33)	0.92 (0.20)	1.23 (0.25)	<b>1.47*</b> (0.33)	0.90 (0.19)	1.21 (0.25)	<b>1.49*</b> (0.33)	0.88 (0.19)	1.19 (0.25)	1.43 (0.33)	0.88 (0.19)
2	1.32 (0.36)	<b>2.45***</b> (0.65)	0.69 (0.17)	1.28 (0.35)	<b>2.51***</b> (0.66)	0.68 (0.17)	1.23 (0.33)	<b>2.54***</b> (0.68)	<b>0.65*</b> (0.16)	1.16 (0.33)	<b>2.40***</b> (0.64)	<b>0.64*</b> (0.16)
3	<b>1.78**</b> (0.40)	<b>1.92***</b> (0.47)	0.97 (0.19)	<b>1.77**</b> (0.31)	<b>1.91**</b> (0.47)	0.97 (0.19)	<b>1.68**</b> (0.14)	<b>1.94***</b> (0.48)	0.92 (0.18)	<b>1.61**</b> (0.36)	<b>1.89**</b> (0.47)	0.90 (0.19)
4	1.23 (0.32)	1.21 (0.37)	1.04 (0.28)	1.21 (0.31)	1.20 (0.34)	1.04 (0.28)	1.13 (0.30)	1.24 (0.39)	0.96 (0.26)	1.04 (0.28)	1.17 (0.38)	0.93 (0.26)
5	<b>1.76***</b> (0.00)	<b>3.28***</b> (0.69)	1.07 (0.18)	<b>1.80***</b> (0.31)	<b>3.09***</b> (0.66)	1.12 (0.19)	<b>1.61***</b> (0.29)	<b>3.23***</b> (0.67)	0.99 (0.18)	<b>1.47**</b> (0.27)	<b>3.17***</b> (0.68)	0.95 (0.18)
6	2.21 (1.14)	0.72 (0.44)	0.80 (0.38)	2.26 (1.16)	0.69 (0.42)	0.83 (0.40)	1.99 (1.06)	0.72 (0.44)	0.72 (0.36)	1.89 (1.01)	0.70 (0.42)	0.70 (0.35)
Norte	1.36 (0.27)	1.16 (0.30)	1.12 (0.23)	1.34 (0.27)	1.18 (0.31)	1.11 (0.23)	1.33 (0.27)	1.19 (0.31)	1.09 (0.23)	1.30 (0.26)	1.15 (0.30)	1.08 (0.23)
Sul	0.97 (0.18)	1.24 (0.24)	<b>0.29*</b> (0.07)	0.98 (0.19)	1.25 (0.24)	<b>0.69*</b> (0.15)	0.95 (0.18)	1.26 (0.25)	<b>0.67*</b> (0.14)	0.98 (0.19)	1.26 (0.25)	<b>0.68*</b> (0.15)
Nordeste	<b>0.64**</b> (0.14)	<b>0.49***</b> (0.11)	1.02 (0.19)	<b>0.62**</b> (0.13)	<b>0.50***</b> (0.11)	1.00 (0.18)	<b>0.66*</b> (0.14)	<b>0.49***</b> (0.11)	1.05 (0.19)	<b>0.64**</b> (0.14)	<b>0.48***</b> (0.11)	1.04 (0.19)
Centro-oeste	1.24 (0.26)	0.97 (0.25)	1.03 (0.19)	1.23 (0.26)	0.97 (0.25)	1.03 (0.19)	1.22 (0.26)	0.98 (0.25)	1.02 (0.19)	1.20 (0.26)	0.97 (0.25)	1.01 (0.19)
Constante	<b>0.01***</b> (0.01)	<b>0.05***</b> (0.03)	<b>0.17***</b> (0.10)	<b>0.01***</b> (0.00)	<b>0.06***</b> (0.04)	<b>0.16***</b> (0.10)	<b>0.01***</b> (0.00)	<b>0.06***</b> (0.04)	<b>0.14***</b> (0.09)	<b>0.01***</b> (0.00)	<b>0.05***</b> (0.03)	<b>0.14***</b> (0.08)
Obs	1,479	1,479	1,479	1,479	1,479	1,479	1,479	1,479	1,479	1,479	1,479	1,479

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1; Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: elaborado pelo autor (2025).

A Tabela 3 apresenta as estimativas dos efeitos totais, diretos e indiretos. Em um GSEM, os efeitos diretos representam a influência de uma variável preditora sobre uma variável resposta sem mediação, enquanto os indiretos refletem a proporção dessa influência que é transmitida por variáveis mediadoras ao longo das trajetórias especificadas. O efeito total corresponde à soma dos efeitos direto e indiretos, representando a influência global de uma variável sobre outra. Essa decomposição é fundamental para compreender não apenas a magnitude das relações, mas também os mecanismos subjacentes que as explicam (McCullagh & Nelder, 1989), extrapolando as conclusões advindas da modelagem de interação, que verifica apenas se o efeito de uma variável explicativa sobre o voto varia em intensidade ou direção conforme outra variável, e identificando, se ideologia/antipetismo não apenas moderam, mas mediam a relação entre pertencimento religioso e comportamento eleitoral.

Antipetismo e ideologia simbólica estão entre os mais fortes dentre todos os preditores. As estimativas de razão de chance indicam incrementos sobre a probabilidade de voto em Bolsonaro nos Modelos 1 (222% e 108%), 2 (214% e 111%) e 3 (224% e 101%), com efeitos diretos de 1,17, 1,14 e 1,18, e 0,73, 0,75 e 0,70, respectivamente, para os Modelos 1-3. Os efeitos diretos da ideologia sobre o antipetismo também apresentaram incrementos de 150% (efeitos direto 0,92), 145% (efeito direto 0,90) e 149% (efeito direto 0,91).

Como os efeitos diretos, totais e indiretos são significativos para todos os modelos, pode-se interpretar a proporção dos efeitos indiretos como mediados, tal que 59,44% do efeito da ideologia sobre o voto em Bolsonaro foi mediado pelo antipetismo, para católicos, 57,87% entre protestantes e 60,45% entre pentecostais. O autoposicionamento ideológico apresentou efeitos diretos significativos sobre a escolha eleitoral, bem como efeitos indiretos mediados pelo antipartidarismo, em consonância com uma vertente da literatura que aponta a ideologia como um dos preditores centrais do comportamento eleitoral, influenciando diretamente as escolhas por meio do alinhamento programático e das orientações de política pública, ao mesmo tempo em que molda predisposições afetivas e partidárias que reforçam essas escolhas (por exemplo, Levendusky, 2010). Por outro lado, os resultados contrastam com a tradição que minimiza a relevância do autoposicionamento, argumentando que o voto é majoritariamente guiado mais por identificações partidárias e julgamentos retrospectivos do que por posições ideológicas consistentes (por exemplo, Campbell et al., 1960). Ao revelar a coexistência de efeitos diretos e mediados, os resultados indicam que a ideologia pode desempenhar um papel mais complexo e multifacetado, reforçando a utilidade de modelos como o GSEM para decompor e mensurar as múltiplas vias de influência.

As razões de chance do Modelo 4 indicaram incrementos em 224% e 101% na probabilidade de voto em Bolsonaro em antipetistas e eleitores de direita, respectivamente. Os efeitos totais (2,25) e diretos (1,18) foram significativos, tal que o controle para a mediadora (ideologia) não anulou o antipetismo. O efeito total da ideologia sobre o antipetismo foi positivo (0,91) incrementando a probabilidade de ser antipetista para eleitores identificados à direita (149%). Como os efeitos totais (1,77), diretos (0,70) e indiretos (1,07) da ideologia sobre a probabilidade de voto foram significativos, pode-se afirmar que o antipetismo mediu a ideologia sobre o comportamento eleitoral, atingindo 60,45% do efeito total.

Há evidências, portanto, de grande capacidade preditiva da ideologia e do antipetismo para explicar o voto em Bolsonaro, da primeira sobre a segunda e de um efeito mediador entre elas, indicando uma operacionalização do antipetismo pela ideologia simbólica. Identificada a relação entre comportamento eleitoral, antipetismo e ideologia, discutir-se-á seu canal de determinação para cada grupo religioso.

#### *IV.1. Católicos*

Católicos apresentaram propensão 23% menor de votar em Bolsonaro (efeito direto, -0,26), apesar de um incremento em 34% na probabilidade de ser antipetista (efeito direto, 0,29), para o Modelo 1. Como não se verificou correlação positiva com a ideologia, pode-se concluir que não se

conformou uma direita católica que afetasse o comportamento eleitoral e o antipetismo, embora o catolicismo tenha efeitos importantes sobre o antipetismo e, este, sobre o comportamento eleitoral, com efeito indireto da religião via antipetismo de 0,35.

O ajustamento do Modelo 4 indicou não haver efeito do catolicismo sobre o voto em Bolsonaro, tampouco sobre a identificação ideológica e, conseqüentemente, uma mediação. Contudo, há um incremento em 44% nas chances de católicos serem antipetistas, cuja proporção do efeito direto da profissão religiosa atinge 81,09%, indicando forte impacto do catolicismo sobre a rejeição ao PT, mas não mediado pela ideologia.

As evidências indicam, portanto, que não há um canal de determinação do voto em Bolsonaro por meio de uma direita católica. O catolicismo apresentou, contudo, efeitos sobre e através do antipetismo (não mediado), que se conforma politicamente independente da ideologia conservadora, convergindo com resultados que indicam que o comportamento católico em relação ao PT está mais ligado a questões socioeconômicas do que morais (por exemplo, Schuhli, 2018).

#### *IV.2. Protestantes*

Os resultados do Modelo 2 evidenciam a insignificância estatística da profissão protestante para as Equações 1-3, não sendo identificado nenhum canal partidário ou ideológico de operacionalização da religião. O ajustamento do Modelo 4, entretanto, oferece indícios de um efeito direto sobre o voto em Bolsonaro (0,56), cuja proporção do efeito direto é de 45,16% do efeito total (1,24), associado a um aumento de 76% nas chances de protestantes votarem no candidato.

Não se pode afirmar que a profissão protestante tenha sido mediada, tampouco a análise dos resultados da estimação da equação apenas para protestantes forneceu alguma explicação satisfatória sobre outros mecanismos de emulação de seus efeitos. Apenas a estimativa para o posicionamento em relação ao aborto se diferenciou em termos de significância dos modelos ajustados para católicos e pentecostais, sendo o mesmo observado nas estimações para antipetismo e ideologia.

#### *IV.3. Pentecostais*

Considerando o Modelo 3, ser pentecostal aumenta a probabilidade de voto em Bolsonaro em 81% (efeito direto, 0,59) e em 64% de se identificar conservador (efeito direto, 0,49). A significância dos efeitos totais e diretos indicam que o controle para as variáveis de mediação não anulou os efeitos do pertencimento ao grupo religioso sobre o comportamento eleitoral. Como os efeitos indiretos totais (0,65), totais (1,25), indiretos via ideologia (0,35) e via ideologia e antipetismo (0,53) são significativos, pode-se concluir que a proporção do efeito mediado pela ideologia é de 28%, sendo

53,85% a proporção do efeito indireto da ideologia do indireto total, e 52% da proporção total do efeito indireto advindo da ideologia. Ademais, 32,71% do efeito total da ideologia sobre o voto em Bolsonaro (1,07) advém da mediação da religião. O efeito indireto do pentecostalismo via ideologia e antipetismo, ainda que tenha se mostrado significativo, não permite que se conclua uma mediação das duas equações, posto que o antipetismo não se mostrou correlacionado à profissão pentecostal.

O efeito total de ser pentecostal, no Modelo 4, é positivo e fortemente associado com o voto em Bolsonaro (1,92), com incremento de 122% na razão de chances. Em relação à ideologia, a profissão aumenta as chances de se identificar à direita em 79% (efeito direto, 0,58). Analogamente ao Modelo 3, os efeitos total, indireto total e direto, apresentaram coeficientes positivos e de grande magnitude, indicando que as diferenças nas probabilidades de voto em Bolsonaro persistem após o controle para as variáveis mediadoras, tal que 41,67% do efeito total da profissão religiosa é direto e independe da mediação. As significâncias dos efeitos total (1,92), diretos (0,80), indiretos totais (1,12), indiretos via ideologia (0,41) e via antipetismo e ideologia (0,63), permitem identificar um efeito de mediação pela ideologia. A proporção dos efeitos indiretos em relação ao total é de 58,33%, sendo 21,35% a proporção do efeito mediado pela ideologia, que corresponde a 36,61% do efeito indireto total. Os efeitos indiretos conjuntos da ideologia e antipetismo atingem 32,81% do efeito total e 56,25% dos indiretos, mas a não-correlação entre o voto em Bolsonaro e o antipetismo não permite que se afirme um efeito de mediação conjunto dos dois preditores. Ainda, o efeito indireto da religião via ideologia corresponde a 38,32% do efeito total da ideologia.

Em relação ao antipetismo, não se pode afirmar que a religião seja mediada pela ideologia, posto que medida de antipartidarismo não é responsiva ao pentecostalismo, ainda que o efeito indireto da ideologia seja positivo (0,45/0,53), e haja incremento em 149% e sobre a probabilidade de ser antipetista se conservador.

Os resultados das estimações das razões de chance e dos efeitos diretos e indiretos dos Modelos 1-4 fornecem uma análise de *path effects* que indica o antipetismo como o preditor eleitoral mais relevante em 2018. A ideologia conservadora, ainda que portadora de um efeito robusto, é mediada pelo antipetismo em cerca de 60% de seu efeito total. O antipetismo, portanto, mostrou-se o principal vetor da clivagem política em 2018, operacionalizando, ainda, cerca de 60% do efeito da ideologia sobre a probabilidade de voto em Bolsonaro, em todos os modelos estimados, sofrendo efeito positivo da ideologia em cerca de 150%.

Os resultados indicam que grande parte do antipetismo operou pela conformação de uma ideologia conservadora, que compôs um determinante robusto do pleito, consolidando a tendência de crescimento da importância da ideologia sob grande polarização. Em comparação a pleitos anteriores,

essa se consolidou como componente da clivagem política alimentada pela polarização e pelo crescimento do conservadorismo político. Esse, se conformou em antipetismo e catalisou seu efeito sobre o comportamento eleitoral para além dos determinantes sociais do antipetismo (por exemplo, corrupção, crise econômica, permanência no governo), alimentando um antipetismo de bases ideológicas conservadoras.

Em relação à identidade religiosa, apenas entre eleitores pentecostais pôde ser identificada uma mediação da religião sobre o voto em Bolsonaro que abranja a identidade conservadora. Para protestantes, as razões de chance se relacionaram a fatores não capturados pelas variáveis mediadoras, não sendo possível afirmar que se conformou uma clivagem ideológica/partidária em que seja operada a tradição protestante, podendo ser apenas identificado um efeito direto sobre a probabilidade de voto em Bolsonaro.

Entre católicos, há um efeito significativo sobre o antipetismo que, entretanto, não mediou a probabilidade de voto e não foi explicado por fatores ideológicos, sendo, provavelmente, ancorado em determinantes da clivagem social tradicional brasileira, isto é, não conformado pela forte ideologização dos costumes. O antipetismo entre católicos estaria, portanto, relacionado aos fatores da clivagem partidária, lastreados na rejeição às ações concretas do partido, se assumindo como o principal preditor do comportamento eleitoral e convergindo com o modelo da escolha racional.

Entre pentecostais, contudo, há evidências de uma mediação ideológica para o voto, que explica, inclusive, o antipetismo. Os efeitos sobre as probabilidades de voto em Bolsonaro e de se identificar antipetista são operacionalizados pela ideologia. O efeito direto sobre o voto se mostrou significativo, mas não em relação ao antipetismo, e a mediação adveio da identidade ideológica (cerca de 21%). Diferentemente do identificado entre católicos, não há indícios de um antipetismo entre pentecostais que não seja instrumentalizado pela ideologia.

Pode-se entender, portanto, que as identidades religiosa, antipetista e conservadora, se afiguraram preditores dos mais importantes da clivagem eleitoral em 2018, sendo que sua principal componente, o antipetismo, operacionalizou a ideologia e ambas, separada e conjuntamente, formaram um vetor de determinação do voto em Bolsonaro, que sugere a formação de uma direita ideológica com sentimentos antipetistas. Ambas interagiram com as identidades religiosas, mas não conjuntamente e um canal envolvendo os três preditores somente operou entre pentecostais, ainda que o efeito do antipetismo pentecostal tenha se manifestado apenas em uma direita conservadora, não operando um caminho de determinação através do antipetismo isoladamente.

A conclusão converge com a literatura, que tem apontado um robusto efeito da direita pentecostal sobre o voto em Bolsonaro (por exemplo, Ferreira & Fuks, 2021), bem como que o

crescimento evangélico não produziu um realinhamento partidário estrutural, mas gerou um deslocamento ao conservadorismo, de forma difusa, alterando padrões de preferências ideológicas sem se traduzir em lealdades partidárias estáveis (Araújo, 2025), em contraste com o verificado nos EUA nos anos 1980, por exemplo, quando a ascensão da direita pentecostal reforçou a polarização partidária e consolidou uma aliança duradoura entre evangélicos e os Republicanos, operando uma clivagem organizada e institucionalizada (Layman, 2001).

O estudo incrementa a literatura ao modelar explicitamente canais de mediação por meio do GSEM, permitindo decompor efeitos diretos e indiretos e mostrar a ideologia e o antipetismo como elos causais entre religião e comportamento eleitoral, em contraste com Araújo (2022), que por meio de moderação, demonstrou que o pentecostalismo não operou como clivagem autônoma em 2018, mas teve seu efeito amplificado pela ideologia e pelo antipetismo, operando como canais de conversão da identidade religiosa em comportamento eleitoral, tal que a religião reforça predisposições conservadoras e antipetistas já existentes.

Os resultados avançam, ainda, em relação aos apresentados por Araújo (2025), ao fornecer uma desagregação denominacional mais refinada, distinguindo pentecostais, protestantes e católicos, e permitindo identificar heterogeneidades internas no efeito da religião sobre ideologia, antipetismo e voto. Ademais, ainda que Araújo (2025) tenha mostrado que o crescimento evangélico afetou a clivagem política não apenas diretamente, mas também de forma indireta, os resultados deste estudo detalham as proporções de mediação de forma precisa, como o percentual do efeito da profissão religiosa mediado pela ideologia e pelo antipetismo, oferecendo uma compreensão mais refinada das trajetórias causais. Por fim, os canais ideológicos e antipartidários são claramente separados, mostrando que, enquanto entre pentecostais a religião opera parcialmente via ideologia e antipetismo, entre católicos e protestantes existem efeitos diretos independentes desses mediadores. Em conjunto, esses avanços permitem uma visão mais detalhada e desagregada de como identidade religiosa, ideologia e antipetismo se articularam para moldar o voto em Bolsonaro em 2018.

**Tabela 3 – Efeitos diretos e indiretos (Modelos 1-4)**

		Modelo 4					
		Católico	Protestante	Pentecostal	Católico	Protestante	Pentecostal
Equação 1	Direto (religião)	-0.26*		0.59***	0.56*	0.80***	
		(0.14)		(0.17)	(0.30)	(0.23)	
	Indireto Total (religião)			0.65*			1.12**
				(0.37)			(0.47)
	Total (religião)			1.25***		1.24*	1.92***
				(0.40)		(0.73)	(0.56)
	Direto (Antipetismo)	1.17***	1.14***	1.18***	1.18***	1.18***	1.18***
		(0.15)	(0.16)	(0.16)	(0.15)	(0.15)	(0.15)
	Direto (Ideologia)	0.73***	0.75***	0.70***	0.70***	0.70***	0.70***
		(0.14)	(0.14)	(0.14)	(0.14)	(0.14)	(0.14)
Total (ideologia)	1.80***	1.77***	1.77***	1.77***	1.77***	1.77***	
	(0.27)	(0.27)	(0.28)	(0.27)	(0.27)	(0.27)	
<b>Efeitos Indiretos</b>							

	Antipetismo (religião)	<b>0.35**</b> (0.16)		<b>0.43*</b> (0.23)		
	Ideologia (religião)		<b>0.35**</b> (0.15)			<b>0.41**</b> (0.18)
	Antipetismo / ideologia (religião)	<b>-0.22*</b> (0.13)		<b>0.53***</b> (0.20)		<b>0.63**</b> (0.26)
	Ideologia	<b>1.07***</b> (0.23)	<b>1.03***</b> (0.23)	<b>1.07***</b> (0.23)	<b>1.07***</b> (0.23)	<b>1.07***</b> (0.23)
	Direto (ideologia)	<b>0.92***</b> (0.16)	<b>0.90***</b> (0.16)	<b>0.91***</b> (0.16)	<b>0.91***</b> (0.16)	<b>0.91***</b> (0.16)
Equação 2	Direto (religião)	<b>0.29**</b> (0.14)			<b>0.37**</b> (0.19)	
	Indireto (religião)	<b>-0.19*</b> (0.11)		<b>0.45***</b> (0.16)		<b>0.53**</b> (0.21)
	Total (religião)				<b>0.44*</b> (0.24)	<b>0.61**</b> (0.30)
Equação 3	Direto (religião)			<b>0.49***</b> (0.19)		<b>0.58**</b> (0.23)

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1; Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: elaborado pelo autor (2025).

## V. Considerações finais

O objetivo do artigo foi identificar se as identidades religiosa, partidária e ideológica operaram sobre o voto em Bolsonaro em 2018, por meio da conformação simultânea das clivagens políticas. A proposta para o caminho causal residiu na determinação da identidade religiosa sobre a ideologia simbólica e sentimentos partidários, e o segundo sobre o primeiro, operando três caminhos complementadores e interdeterminados para a conformação dos três preditores do voto em Bolsonaro.

Sentimentos partidários e ideologia simbólica, como esperado, apresentaram efeitos importantes sobre o voto em Bolsonaro, e a ideologia explicou substancialmente o antipetismo. Como mediadoras, contudo, não instrumentalizaram a identidade religiosa conjuntamente, ativando apenas separadamente os canais de causalidade, ainda que o antipetismo tenha mediado a ideologia.

Entre pentecostais, contudo, a identidade ideológica à direita operou uma mediação da identidade religiosa sobre a probabilidade de voto em Bolsonaro, sendo o efeito indireto do antipetismo apenas mediador da ideologia. Entre católicos, pode-se concluir que a profissão religiosa se manifestou como preditor apenas do antipetismo, sob componentes da clivagem política alheios à ideologia, predizendo o voto em Bolsonaro através de um antipartidarismo não lastreado em mecanismos ideológicos. Protestantes, por sua vez, não apresentaram canais políticos de predição capturados pelas variáveis mediadoras, operando apenas um efeito direto.

## Declaração de contribuição dos autores

Todas as etapas de produção deste artigo foram produzidas pelo autor.

## Declaração de conflito de interesse

O autor declara que não possui qualquer conflito de interesse que possa ter influenciado a elaboração deste artigo.

### **Declaração de disponibilidade dos dados da pesquisa**

Uso de dados não informado.

### **Financiamento**

Não há.

### **Declaração de uso de IA**

Todas as ideias e argumentos apresentados neste artigo foram elaborados pelo autor, sem o uso de ferramentas de IA.

**Leonardo Neves Luz (leonardo.neves@ufjf.br)** é Doutor em Economia pela UFJF e professor do Departamento de Economia da UFJF.

### **Referências**

- Alwin, D. (1997) Feeling thermometers versus 7-point scales: Which are better? *Sociological Methods & Research*, 25(3), pp. 318–340. DOI: 10.1177/0049124197025003003
- Amaral, O. (2020) The victory of Jair Bolsonaro according to the Brazilian Electoral Study of 2018. *Brazilian Political Science Review*, 14, e0004. DOI: 10.1590/1981-3821202000010004
- Amaral, O. & Ribeiro, E. (2021) Contexto e voto: o impacto da reorganização da direita sobre a consistência ideológica do voto nas eleições de 2018. *Revista de Sociologia e Política*, 29(78), e007. DOI: 10.1590/1678-987321297806
- Araújo, V. (2022) Pentecostalismo e antipetismo nas eleições presidenciais brasileiras. *Latin American Research Review*, 57(3), pp. 517–535. DOI: 10.1017/lar.2022.29
- Araújo, V. (2025) Does the growth of religious minorities transform electoral politics? Evidence from the evangelical boom in Brazil. *Political Science Research and Methods*, pp. 1–25. DOI: 10.1017/psrm.2025.10025
- Baron, R. & Kenny, D. (1986) The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), pp. 1173–1182. DOI: 10.1037/0022-3514.51.6.1173
- Bohn, S. (2004) Evangélicos no Brasil: perfil socioeconômico, afinidades ideológicas e determinantes do comportamento eleitoral. *Opinião Pública*, 10, pp. 288–338. DOI: 10.1590/S0104-62762004000200006

- Borges, A. & Vidigal, R. (2018) Do lulismo ao antipetismo? Polarização, partidarismo e voto nas eleições presidenciais brasileiras. *Opinião Pública*, 24(1), pp. 53–89. DOI: 10.1590/1807-0191201824153
- Borges, A., Casalecchi, G. & Rennó, L. (2020) Generalized anti-partisans, conservative and moderate antipetistas: Unpacking Bolsonaro’s vote in Brazil’s 2018 elections. *12º Encontro da ABCP*. João Pessoa. Disponível em: <https://www.abcp2020.sinteseeventos.com.br/arquivo/downloadpublic?q=YToyOntzOjY6InBhcmFtcyI7czoZNToiYToxOntzOjEwOiJRF9BUiFVSVZPIjtzOjQ6IjM0MTgiO3oiO3M6MToiaCI7czozMjoiZTQzNDRkZjY2ZTQ0NmEzMWU0ZGQ1Yzg4ODE2YzNmZGIiO30%3D>. Acesso em: 19 nov. 2025.
- Braga, M. & Pimentel, J. (2011) Os partidos políticos brasileiros realmente não importam? *Opinião Pública*, 17, pp. 271–303. DOI: 10.1590/S0104-62762011000200001
- Brody, R. (1991) *Assessing the president: the media, elite opinion, and public support*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Brooks, C. & Manza, J. (2004) A great divide? Religion and political change in US national elections, 1972–2000. *Sociological Quarterly*, 45(3), pp. 421–450. DOI: 10.1111/j.1533-8525.2004.tb02297.x
- Campbell, A., Converse, P. & Miller, W. et al. (1960). *The American Voter*. New York: John Wiley & Sons.
- Castle, J. (2018) Electoral choice and religion: United States. In: P.A. Djupe & M.J. Rozell (orgs.) *Oxford Research Encyclopedia of Politics*. Oxford, UK: Oxford University Press. DOI: 10.1093/acrefore/9780190228637.013.728
- Deville, J. & Särndal, C. (1992) Calibration estimators in survey sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 87(418), pp. 376–382. DOI: 10.1080/01621459.1992.10475217
- Evans, G. & Graaf, N. (2013) *Political choice matters: explaining the strength of class and religious cleavages in cross-national perspective*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Ferreira, M. & Fuks, M. (2021) Church attendance as a mechanism of electoral mobilization: the evangelical vote for Bolsonaro in 2018. *Revista Brasileira de Ciência Política*, (34). DOI: 10.1590/0103-3352.2021.34.238866
- Fiorina, M. (1978) Economic retrospective voting in American national elections: a micro-analysis. *American Journal of Political Science*, pp. 426–443. DOI: 10.2307/2110623
- Floyd, F. & Widaman, K. (1995) Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7(3), pp. 286–299. DOI: 10.1037/1040-3590.7.3.286

- Fuks, M. & Marques, P. (2020) Contexto e voto: o impacto da reorganização da direita sobre a consistência ideológica do voto nas eleições de 2018. *Opinião Pública*, 26(3), pp. 401–430. DOI: 10.1590/1807-01912020263401
- Fuks, M., Ribeiro, E. & Borba, J. (2020) From antipetismo to generalized antipartisanship: the impact of rejection of political parties on the 2018 vote for Bolsonaro. *Brazilian Political Science Review*, 15(1), e0005. DOI: 10.1590/1981-3821202100010003
- Hibbing, J., Smith, K. & Alford, J. (2014) Differences in negativity bias underlie variations in political ideology. *Behavioral and Brain Sciences*, 37(3), pp. 297–307, pp. 10.1017/S0140525X13001192
- Jost, J., Glaser, J. & Kruglanski, A. et al. (2003) Exceptions that prove the rule — Using a theory of motivated social cognition to account for ideological incongruities and political anomalies: reply to Greenberg and Jonas (2003) *Psychological Bulletin*, 129(3), pp. 383–393. DOI: 10.1037/0033-2909.129.3.383
- Kam, C. & Franzese, R. (2007) *Modeling and interpreting interactive hypotheses in regression analysis*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- King, G. & Zeng, L. (2001) Logistic regression in rare events data. *Political Analysis*, 9(2), pp. 137–163.
- Kreuter, F. & Valliant, R. (2007) A survey on survey statistics: what is done and can be done in Stata. *The Stata Journal*, 7(1), pp. 1–21. DOI: 10.1177/1536867X0700700
- Langsæther, P. (2019) Religious voting and moral traditionalism: the moderating role of party characteristics. *Electoral Studies*, 62, 102095. DOI: 10.1016/j.electstud.2019.102095
- Layman, G. (2001) *The great divide: religious and cultural conflict in American party politics*. New York: Columbia University Press.
- Levendusky, M. (2010) Clearer cues, more consistent voters: a benefit of elite polarization. *Political Behavior*, 32, pp. 111–131. DOI: 10.1007/s11109-009-9094-0
- McCullagh, P. & Nelder, J. (2019) *Generalized linear models*. 2ª ed.. Londres: Chapman and Hall.
- Medeiros, M. & Noël, A. (2014) The forgotten side of partisanship: negative party identification in four Anglo-American democracies. *Comparative Political Studies*, 47(7), pp. 1022–1046. DOI: 10.1177/0010414013488
- Nicholson, S. (2012) Polarizing cues. *American Journal of Political Science*, 56(1), pp. 52–66. DOI: 10.1111/j.1540-5907.2011.00541.x
- Page, B. & Shapiro, R. (1993) *The rational public and democracy: reconsidering the democratic public*. University Park: The Pennsylvania State University Press.

- Quadros, M. & Madeira, R. (2018) Fim da direita envergonhada? Atuação da bancada evangélica e da bancada da bala e os caminhos da representação do conservadorismo no Brasil. *Opinião Pública*, 24, pp. 486–522. DOI: 10.1590/1807-01912018243486
- Rennó, L. (2020) The Bolsonaro voter: issue positions and vote choice in the 2018 Brazilian presidential elections. *Latin American Politics and Society*, 62(4), pp. 1–23. DOI: 10.1017/lap.202013
- Ribeiro, E., Carreirão, Y. & Borba, J. (2016) Sentimentos partidários e antipetismo: condicionantes e covariantes. *Opinião Pública*, 22(3), pp. 603–637. DOI: 10.1590/1807-01912016223603
- Rose, R. & Mishler, W. (1998) Negative and positive party identification in post-communist countries. *Electoral Studies*, 17(2), pp. 217–234. DOI: 10.1016/S0261-3794(98)00016-X
- Samuels, D. & Zucco, C. (2018) Partisans, anti-partisans, and voter behavior. In : B. Ames (org.) *Routledge handbook of Brazilian politics*. New York: Routledge, pp. 269–290.
- Schuhli, G. (2018) O Partido dos Trabalhadores e o voto católico no segundo turno da eleição presidencial de 2010: uma análise espacial a nível municipal. *Revista da FAE*, 21(1), pp. 156–167. Disponível em: <<https://revistafae.fae.emnuvens.com.br/revistafae/article/view/605>>. Acesso em: 14 nov. 2025.
- Singer, A. (2022) A reativação da direita no Brasil. *Opinião Pública*, 27, pp. 705–729. DOI: 10.1590/1807-01912021273705
- Stegmueller, D. (2013) Religion and redistributive voting in Western Europe. *The Journal of Politics*, 75(4), pp. 1064–1076. DOI: 10.1017/s0022381613001023
- Treier, S. & Hillygus, D. (2009) The nature of political ideology in the contemporary electorate. *Public Opinion Quarterly*, 73(4), pp. 679–703. DOI: 10.1093/poq/nfp067
- Wald, K., Silverman, A. & Fridy, K. (2005) Making sense of religion in political life. *Annual Review of Political Science*, 8(1), pp. 121–143. DOI: 10.1146/annurev.polisci.8.083104.163853

## Este preprint foi submetido sob as seguintes condições:

- Os autores declaram que os necessários Termos de Consentimento Livre e Esclarecido de participantes ou pacientes na pesquisa foram obtidos e estão descritos no manuscrito, quando aplicável.
- Os autores declaram que a elaboração do manuscrito seguiu as normas éticas de comunicação científica.
- Os autores declaram que estão cientes que são os únicos responsáveis pelo conteúdo do preprint e que o depósito no SciELO Preprints não significa nenhum compromisso de parte do SciELO, exceto sua preservação e disseminação.
- Os autores declaram que os dados, aplicativos e outros conteúdos subjacentes ao manuscrito estão referenciados.
- O manuscrito depositado está no formato PDF.
- Os autores declaram que a pesquisa que deu origem ao manuscrito seguiu as boas práticas éticas e que as necessárias aprovações de comitês de ética de pesquisa, quando aplicável, estão descritas no manuscrito.
- Os autores declaram que uma vez que um manuscrito é postado no servidor SciELO Preprints, o mesmo só poderá ser retirado mediante pedido à Secretaria Editorial do SciELO Preprints, que afixará um aviso de retratação no seu lugar.
- Os autores concordam que o manuscrito aprovado será disponibilizado sob licença [Creative Commons CC-BY](#).
- O autor submissor declara que as contribuições de todos os autores e declaração de conflito de interesses estão incluídas de maneira explícita e em seções específicas do manuscrito.
- Os autores declaram que o manuscrito não foi depositado e/ou disponibilizado previamente em outro servidor de preprints ou publicado em um periódico.
- Caso o manuscrito esteja em processo de avaliação ou sendo preparado para publicação mas ainda não publicado por um periódico, os autores declaram que receberam autorização do periódico para realizar este depósito.
- O autor submissor declara que todos os autores do manuscrito concordam com a submissão ao SciELO Preprints.