


DOSSIÊ

# **POPULISMO-AUTORITÁRIO DE DIREITA? ANTIELITISMO, PLURALISMO E VOTO EM ELEIÇÕES PRESIDENCIAIS EM DEMOCRACIAS AMERICANAS**

*RIGHT-WING AUTHORITARIAN POPULISM?  
ANTI-ELITISM, PLURALISM, AND VOTING IN  
PRESIDENTIAL ELECTIONS IN AMERICAN  
DEMOCRACIES*

Valéria Cabreira Cabrera\* 

Fabíola Brigante Del Porto\*\* 

\* Universidade Estadual de Campinas, Centro de Estudos de Opinião Pública, Campinas, SP, Brasil E-mail: [cabrerac@unicamp.br](mailto:cabrerac@unicamp.br).

\*\* Universidade Estadual de Campinas, Centro de Estudos de Opinião Pública, Campinas, SP, Brasil. E-mail: [delporto@unicamp.br](mailto:delporto@unicamp.br)

## RESUMO

A chegada ao poder de governantes com características populistas–autoritárias somente é possível a partir do apoio de eleitores identificados com seus discursos e práticas. Por isso, neste artigo averiguamos o impacto de atitudes em relação a elites políticas, minorias e imigrantes sobre a escolha eleitoral para presidente no Brasil (2018), no Chile (2017), na Costa Rica (2018), no Uruguai (2019) e nos Estados Unidos (2016). Utilizamos dados pós–eleitorais de opinião pública do módulo 5 do Comparative Study of Electoral Systems (CSES). Operacionalizamos as variáveis a partir da construção de escalas de antielitismo e de pluralismo e adotamos a percepção da corrupção como parte do fenômeno de rejeição às elites políticas. Encontramos que o (anti)pluralismo foi um melhor preditor do voto nessas eleições em relação ao antielitismo e à corrupção, sugerindo que a disputa entre valores mais e menos liberais–progressistas esteve no centro do debate político em todos os países estudados.

**Palavras–chave:** Populismo–Autoritário; Antielitismo; Pluralismo; Corrupção; Voto.

## ABSTRACT

*The coming to power of rulers with populist–authoritarian characteristics is only possible based on the support of voters identified with their speeches and practices. Therefore, in this article, we investigate the impact of attitudes towards political elites, immigrants and minorities on the electoral choice for president in Brazil (2018), Chile (2017), Costa Rica (2018), Uruguay (2019), and the United States (2016). Post–election public opinion data from Module 5 of the Comparative Study of Electoral Systems (CSES) were used. The variables were operationalized from the construction of anti–elitism and pluralism scales, and the perception of corruption was adopted as part of the rejection phenomenon of political elites. The results show that (anti)pluralism was a better predictor of voting in these elections than anti–elitism and corruption, suggesting that the dispute between more and less liberal–progressive values was at the heart of the political debate in all countries studied.*

**Keywords:** Authoritarian Populism; Anti–Elitism; Pluralism; Corruption; Vote.

## INTRODUÇÃO

O surgimento de líderes, movimentos e partidos populistas–autoritários no cenário político mundial contemporâneo mobilizou novas formulações teóricas sobre populismo, principalmente a partir da década de 1990. Recentemente, entretanto, a ascensão desses atores ao poder desencadeou uma nova onda de pesquisas sobre o tema. Com a eleição de Donald Trump nos Estados Unidos em 2016, a surpreendente chegada do populismo–autoritário no centro da economia global pareceu deixar claro que a difusão e o sucesso do empreendimento eram inéditos. Somado a isso, a eleição de Jair Bolsonaro no Brasil em 2018, outro líder de direita com características populistas–autoritárias, tornou-se um caso emblemático por representar uma mudança de paradigma, já que, até então, a América Latina era identificada com maior frequência com o populismo de esquerda (MUDDE e ROVIRA KALTWASSER, 2013).

A guinada à direita em diversos países latino–americanos em contextos de alta polarização entre setores conservadores e progressistas nos levou a analisar a percepção do público sobre as elites, minorias políticas e imigrantes, avaliando, assim, as condições de sucesso eleitoral de líderes populistas–autoritários na região. Ocorre que a eleição de governantes com características populistas somente parece ter sido possível historicamente quando contingentes expressivos de eleitores sustentam atitudes antielitistas (AKKERMAN, MUDDE e ZASLOVE, 2014). Esse fato parece ainda mais relevante quando a combinação do populismo com atitudes excludentes, orientadas pelo extremismo de direita, surge em democracias em que valores autoritários e conservadorismo social ainda são características essenciais da cultura política.

Nesse contexto, o objetivo deste artigo é analisar o impacto dessas atitudes sobre a escolha eleitoral no Brasil (2018), no Chile (2017), na Costa Rica (2018), no Uruguai (2019) e nos Estados Unidos (2016) a partir de dados de opinião pública pós–eleitorais do módulo 5 do Comparative Study of Electoral Systems (CSES, 2016–2021). Os países latino–americanos foram selecionados em razão do contexto político recente, em que líderes de direita foram eleitos e valores socialmente conservadores ganharam espaço entre a população, impactando de maneira proeminente a polarização do debate eleitoral nos anos selecionados. Mesmo na Costa Rica, que tem a democracia mais antiga e considerada mais estável da região, o descontentamento do público com a política, decorrente, principalmente, de escândalos de corrupção, marcaram a eleição. Expandimos a análise para os Estados Unidos (2016), exemplo

proeminente do fenômeno populista de direita, para compararmos o comportamento das variáveis em contextos distintos, e também levando-se em conta os achados de Jungkunz, Fahey e Hino (2021), que indicam uma melhor adequação das medidas relacionadas ao populismo nesse país. Com exceção do Brasil e dos Estados Unidos, os vencedores das eleições dos demais países não apresentavam traços predominantes do populismo, trazendo o questionamento acerca da possibilidade de que, ainda assim, atitudes populistas entre o público pudessem ter impactado a escolha eleitoral.

Considerando o debate recentemente desenvolvido na literatura internacional acerca da (in)eficiência das medidas de populismo existentes, acompanhamos Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022) e sugerimos que o pluralismo impactaria a escolha eleitoral nos países em análise de maneira mais importante do que o antielitismo, variável cuja formulação, mesmo sob a operacionalização alternativa que propomos, deveria ter baixo poder preditivo sobre o voto. Ademais, tendo em mente o contexto socioeconômico latino-americano e o fenômeno de ressentimento de classe descrito na literatura como fator atrelado à ascensão populista-autoritária nos Estados Unidos (NORRIS e INGLEHART, 2019), propomos que uma das variáveis presente na base do CSES, que menciona a atenção dos políticos aos interesses de ricos e poderosos, apresentaria, isolada, resultado mais relevante sobre a escolha eleitoral nos países analisados do que escalas propostas em diferentes estudos para medir o antielitismo.

Nesse sentido, este artigo busca contribuir com o debate que vem sendo desenvolvido na literatura sobre populismo, expandindo a análise do fenômeno sobre a escolha eleitoral, a partir da elaboração alternativa de variáveis, da operacionalização metodológica distinta e da testagem de novas hipóteses, que consideram os temas da corrupção e do ressentimento de classe. Iniciamos o artigo descrevendo alguns tópicos essenciais da concepção de populismo, principalmente sob a abordagem ideacional de Mudde (2004), a partir da qual as medidas do CSES foram desenhadas. Em seguida, listamos nossas hipóteses e as variáveis que utilizamos na análise, inclusive, explicitando a operacionalização daquelas que criamos a partir das questões originais. Por último, apresentamos os resultados obtidos, que comprovaram algumas de nossas hipóteses, mas não todas. Principalmente, a corrupção não teve o impacto que esperávamos nos países latino-americanos.

## DEFINIÇÃO DE POPULISMO E PESQUISA EMPÍRICA

Estamos de acordo que a definição de populismo é muito menos controversa hoje do que já foi (AKKERMAN, MUDDE e ZASLOVE, 2014). Em que pesem as divergências remanescentes na literatura, que, principalmente, versam sobre tratar-se o populismo de ideologia ou de discurso (LACLAU, 2005), a centralidade que a abordagem ideacional de Mudde (2004) ganhou entre teóricos liberais acabou por instruir uma espécie de escola teórica e metodológica com seguidores em todo o mundo. Sob essa perspectiva, populismo é “[...] uma ideologia que considera em última análise a sociedade dividida em dois grupos homogêneos e antagônicos, ‘o povo puro’ versus ‘a elite corrupta’, e que argui que política deve ser uma expressão da *volonté générale* (vontade geral) do povo” (MUDDE, 2004, p. 543, tradução nossa).

Enquanto no socialismo a oposição se dá pela classe, e, no nacionalismo, pela nação, no populismo ela ocorre por causa da moralidade. O povo é considerado autêntico (puro em termos morais), enquanto a elite é tida como corrupta. Assim, a defesa do povo contra a elite está associada a “fazer a coisa certa”, o que somente é possível na medida em que a categoria povo é tomada como homogênea. A percepção do povo no populismo está, em geral, associada à autoidealização do público-alvo, ou seja, o povo é uma comunidade homogênea imaginária, a qual os populistas definem em termos das principais características comuns de autoidentificação das pessoas de dada comunidade (MUDDE, 2017). Na concepção de Mudde (2004), diferentemente do que ocorre em ideologias plenas (*full ideologies*), como é o socialismo, o populismo é uma ideologia frágil (*thincentered ideology*), que oferece majoritariamente soluções amplas e gerais para problemas políticos.

Nessa perspectiva, Mudde (2017) identifica dois opostos ao populismo: o elitismo e o pluralismo. Tanto o elitismo como o populismo rejeitam aspectos essenciais da democracia liberal, principalmente a política de compromisso, que, em tese, conduziria à corrupção. Entretanto, no elitismo é a elite que é vista como virtuosa, enquanto o povo aparece como impuro. Por isso, para o autor, muito do elitismo é antidemocrático (mesmo quando propõe concepções de democracia, como a elaborada por Schumpeter), mas, de forma ainda mais fundamental, o pluralismo é o oposto do populismo, pois considera e aprecia a heterogeneidade dos grupos sociais, enquanto o populismo vê o povo como homogêneo e entende interesses de grupo como especiais, o que estaria em desacordo com a noção de vontade geral. Sendo o pluralismo uma característica fundamental da democracia liberal, Mudde (2017) entende o populismo como prejudicial a esse regime político.

Sob essa abordagem, se a ideologia de líderes, movimentos e partidos populistas inclui características pluralistas, possivelmente o populismo é uma característica ideológica frágil desses atores. Assim, a ideologia adicional pode criar formas mais complexas de populismo, como o populismo socialista e o populismo nacionalista. Nesse aspecto, embora a elite apareça no populismo como contrária ao povo, o que, sob uma visão maniqueísta, representaria o bem contra o mal, na prática a combinação do populismo com outras ideologias proporciona definições de povo e de elite elaboradas não apenas por critérios morais. Um exemplo é a combinação do populismo com o nacionalismo, em que as minorias étnicas e os imigrantes são apartados da noção de povo e tratados como inimigos dos nacionais, enquanto apenas a elite é definida em termos morais (MUDDE, 2017).

É importante mencionar que Akkerman, Mudde e Zaslove (2014) propuseram medidas de populismo apartadas da categoria pluralismo, indicando que, apesar de a relação entre populismo e antipluralismo ser estreita, os tópicos refletem dimensões distintas do fenômeno, ou que, no mínimo, a oposição entre o povo e a elite, a soberania popular e o maniqueísmo compõem o núcleo restrito do populismo. Enquanto a maior parte da pesquisa sobre o tema concentrou-se em conceituar o fenômeno e em definir as causas de sua ascensão e sucesso, Akkerman, Mudde e Zaslove (2014) realizaram um dos primeiros estudos que procurou identificar a presença de atitudes populistas entre o público e avaliar em que medida essas atitudes poderiam estar associadas à preferência partidária<sup>1</sup>. Para isso, os autores aplicaram uma análise fatorial exploratória a uma bateria de atitudes políticas presentes em um survey holandês, o que resultou em três fatores representativos de atitudes populistas, atitudes pluralistas e atitudes elitistas. Como resultado, eleitores com pontuação alta na escala populista tiveram preferência significativamente maior pelos partidos populistas holandeses.

Hobolt et al. (2016) desenvolveram medidas de populismo para o módulo 5 do CSES com base nas escalas anteriores de Hawkins, Riding e Mudde (2012) e Akkerman, Mudde e Zaslove (2014), mas consideraram atitudes em relação a grupos externos (outgroups) como parte do fenômeno<sup>2</sup>. Nesse ponto, parece relevante dizer que estamos de acordo com Norris e Inglehart (2019) quando mencionam que as

---

<sup>1</sup> Segundo Akkerman, Mudde e Zaslove (2014), a primeira tentativa de medir as atitudes populistas em nível micro foi publicada por Axelrod (1967 apud AKKERMAN, MUDDE e ZASLOVE, 2014) e, depois, apenas Elchardus e Spruyz (2012 apud AKKERMAN, MUDDE e ZASLOVE, 2014), Hawkins, Riding e Mudde (2012), e Stanley (2011 apud AKKERMAN, MUDDE e ZASLOVE, 2014) propuseram mensurações.

<sup>2</sup> Por “grupos externos” compreendemos aqueles grupos que não são considerados parte do “povo” segundo a definição de populismo. No caso da bateria de dados do CSES, essa categoria é representada pelos imigrantes.

características antiestablishment dos líderes populistas não os fazem necessariamente antidemocráticos, mas que, se somadas a traços autoritários, podem se tornar um desafio para a democracia representativa. Nesse aspecto, no que se refere às consequências da chegada ao poder de líderes populistas, consideramos que versões inclusivas e pluralistas do fenômeno podem favorecer a criação e a aplicação de políticas que aprofundem a democratização por meio da redistribuição de renda e do reconhecimento de identidades. Contudo, por estarmos interessadas na chegada e expansão do populismo-autoritário (e de direita) na América Latina, os dados do CSES são úteis à nossa análise, porque, primeiro, decorrem de um desenho de pesquisa elaborado com base na literatura sobre populismo, a qual apresentamos; segundo, compõem uma das poucas baterias de questões disponíveis para a análise comparada sobre o tema no Brasil; terceiro, permitem que possamos contribuir com o debate recente, que questiona a validade das medidas de antielitismo para mensurar o impacto de atitudes populistas na escolha eleitoral; e, por último, abrangem atitudes em relação a minorias e imigrantes, permitindo mensurar a perspectiva não-pluralista do populismo autoritário de direita. Conceitualmente, o pluralismo diz respeito à tolerância à diversidade dos grupos sociais presentes na sociedade.

A bateria de atitudes em relação às elites criada por Hobolt et al. (2016) é composta por quatro atitudes antielitistas, uma atitude autoritária, uma atitude acerca da soberania do povo e uma atitude maniqueísta. As duas últimas replicam medidas de Akkerman, Mudde e Zaslove (2014): “O povo, e não os políticos, devem tomar as decisões políticas mais importantes” (soberania do povo) e “O que as pessoas chamam de compromisso em política é, na verdade, uma forma de negociar princípios” (maniqueísmo). A medida de maniqueísmo aparecera em Hawkins, Riding e Mudde (2012)<sup>3</sup>. Atitudes antielitistas são aquelas que denotam a rejeição do público em relação a elites políticas. Assim, Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022), considerando que a bateria de Hobolt et al. (2016) acabava por super-representar o antielitismo (com quatro variáveis), propuseram formulações de escalas de populismo com combinações variadas dessas atitudes. Nós, por outro lado, entendemos que a medida “soberania do povo” também capta a contraposição entre o povo e a elite, e, por isso, no decorrer deste artigo, nos referimos a ela como parte do bloco de atitudes antielitistas.

---

<sup>3</sup> Cabe ressaltar que, diferente desses autores, entendemos que essa atitude capta a crítica populista ao pluralismo, que valoriza o compromisso construído a partir da consideração de diferentes pontos de vista.

Nesse ponto, a mensuração do populismo gerou debate acerca da eficiência das medidas existentes para captar o fenômeno. Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022), por exemplo, analisaram o efeito de atitudes populistas sobre o apoio eleitoral no Brasil, esperando que o cenário de profundas crises política e de representação favorecesse candidaturas populistas. Concluíram, entretanto, que as escalas de populismo, sob suas diversas construções, tiveram efeito irrisório sobre a escolha eleitoral no país, sobretudo em relação ao autoposicionamento ideológico e ao antipartidarismo direcionado ao PT, sugerindo que, como uma ideologia frágil, o populismo, mensurado por essa bateria de atitudes, seria frágil demais para importar.

Ainda, Jungkunz, Fahey e Hino (2021) pesquisaram o efeito das atitudes populistas presentes no CSES sobre a escolha eleitoral em 30 países (entre eles os aqui analisados, salvo o Uruguai) e encontraram que a variável explica o voto quando os líderes estão na oposição, mas falha em capturar o apoio a governantes populistas já eleitos. Segundo os autores, as medidas de populismo disponíveis se referem a políticos, enquanto elites não políticas são o alvo dos populistas que estão no poder. Essa perspectiva parece correta se pensarmos que, ao se tornar governante, o líder político passa a ter mais dificuldade para criticar o status quo. Contudo, em casos como o brasileiro, em que o partidarismo e o antipartidarismo em torno do Partido dos Trabalhadores (PT) se destacam, o argumento dos autores precisa ser mais estudado (basta recordar a campanha eleitoral de Bolsonaro em 2022: ainda focada em corrupção, antipetismo e oposição ao sistema). Ainda, cumpre referir que Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022) e Cabrera e Del Porto (2022) não encontraram efeito relevante de medidas de antielitismo (populismo) na escolha eleitoral mesmo na primeira candidatura de Bolsonaro.

Na seção seguinte, apresentamos as variáveis do CSES que consideramos em nossa análise e descrevemos a operacionalização da criação de nossas escalas de atitudes antielites e de atitudes pluralistas. Operacionalizamos as medidas de antielitismo e de pluralismo de forma distinta do que foi feito por Cabrera e Del Porto (2022), que contaram com variáveis isoladas, e por Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022), que contruíram uma escala de antielitismo com outras combinações de variáveis e adotaram uma variável isolada sobre pluralismo. Aproveitamos, ainda, para listar as hipóteses aqui testadas.



## HIPÓTESES, DADOS E MENSURAÇÃO

Conforme mencionamos, analisamos dados do módulo 5 (2016–2021) do Comparative Study of Electoral Systems (CSES), que foram coletados em 2018 no Brasil e na Costa Rica, em 2017 no Chile, em 2019 no Uruguai e em 2016 nos Estados Unidos. O objetivo foi averiguar o impacto das percepções sobre elites, minorias e imigrantes na escolha eleitoral nesses países. Especificamente, tendo em conta achados anteriores da literatura, ampliamos o estudo para contemplar todos os países latino-americanos para os quais há dados disponíveis no CSES e criamos construções alternativas das principais variáveis independentes.

Assim, nosso estudo está organizado para testar as seguintes hipóteses:

- i. H1: As atitudes antielitistas atuaram sobre o voto com baixo poder preditivo em todos os países analisados.
- ii. H2: As atitudes pluralistas aumentaram a chance de voto em partidos posicionados mais à esquerda em relação às categorias de referência, tanto nos países latino-americanos como nos Estados Unidos.
- iii. H3: A percepção de ocorrência da corrupção entre os políticos diminuiu a chance de voto nos partidos de esquerda nos países latino-americanos em relação à categoria de referência, mas não teve efeito sobre a escolha eleitoral nos Estados Unidos.
- iv. H4: Quando atrelado à percepção negativa sobre corrupção, o antielitismo beneficiou o voto em partidos de direita na América Latina.
- v. H5: A variável E3004\_7, “Os políticos só se interessam pelos ricos e poderosos”, aumentou a chance de voto em partidos mais à esquerda em relação à categoria de referência, sobretudo nos países latino-americanos, onde a desigualdade acentua a perspectiva de classe.

Para isso, adotamos dois blocos principais de questões do CSES como variáveis independentes: o primeiro permitia saber a percepção dos respondentes sobre os políticos e a política; o segundo buscava captar atitudes sobre minorias políticas. A pesquisa avaliou a concordância dos respondentes com atitudes relacionadas aos temas a partir de escala em cinco níveis (concorda muito, concorda um pouco, nem concorda nem discorda, discorda um pouco e discorda muito). Essas atitudes estão listadas no Quadro 1:

**Quadro 1.** Atitudes sobre elites, minorias e imigrantes

<b>Elites</b>	<b>Minorias e Imigrantes</b>
<b>E3004_1</b> O que as pessoas chamam de compromisso em política é, na verdade, apenas uma forma de negociar os princípios	<b>E3005_1</b> As minorias deveriam se adaptar aos costumes e tradições do país
<b>E3004_2</b> A maior parte dos políticos não se importa com as pessoas	<b>E3005_2</b> A vontade da maioria deveria sempre prevalecer, mesmo que prejudique os direitos das minorias
<b>E3004_3</b> A maior parte dos políticos é confiável	<b>E3005_3</b> Em geral, os imigrantes fazem bem à economia do país
<b>E3004_4</b> Os políticos são o principal problema do país	<b>E3005_4</b> Os imigrantes prejudicam a cultura do país
<b>E3004_5</b> Ter um líder forte no governo é bom para o país mesmo que o líder não cumpra as regras para fazer as coisas	<b>E3005_5</b> Os imigrantes aumentam as taxas de criminalidade no país
<b>E3004_6</b> O povo, e não os políticos, deveria tomar as decisões políticas mais importantes	
<b>E3004_7</b> A maior parte dos políticos se preocupa apenas com os interesses dos ricos e poderosos	

Fonte: Elaboração própria a partir do questionário do CSES módulo 5.

Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022) utilizaram essas mesmas baterias de questões para averiguar a escolha eleitoral no Brasil. A nossa operacionalização difere em alguma medida daquela executada por esses autores, porque, para construir escalas iguais e comparáveis para todos os países selecionados, optamos por excluir a variável E3004\_1, “O que as pessoas chamam de compromisso em política é, na verdade, apenas uma forma de negociar princípios”, que não foi perguntada no survey conduzido no Uruguai.

Além disso, excluímos da construção da escala a variável E3004\_5, “Ter um líder forte no governo é bom para o país, mesmo que o líder não cumpra as regras para fazer as coisas”. Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022) excluíram essa variável tendo em conta testes anteriores elaborados por Castanho et al. (2020) e, também, por entenderem que extrapolava o conceito mais restrito de populismo. No nosso caso, como estávamos interessadas em explorar variáveis relacionadas ao populismo autoritário de direita, inicialmente mantivemos a variável na análise, rodando modelos de análise fatorial exploratória (AFE) com sua inclusão, mas solicitamos que

a extração fosse executada com base nos autovalores (e não com a extração de número fixo de fatores) para explorarmos as possibilidades de combinação entre as variáveis nos diferentes contextos.

Assim, trabalhamos com as variáveis E3004\_2 até E3004\_7. Para cada um dos países em análise, foram gerados dois fatores na AFE. A variável E3004\_5 ficou localizada no segundo fator em todos os casos, confirmando o achado de Castanho Silva (2019). Contudo, isso ocorreu também com a variável E3004\_3, “A maior parte dos políticos não se importa com as pessoas”, mesmo quando invertemos a ordem da escala Likert, considerando que a questão original foi elaborada em sentido inverso em relação às demais. Quando retiramos a variável E3004\_5 da análise, a E3004\_3 manteve-se no segundo fator, agora acompanhada da E3004\_6, “O povo, e não os políticos, deveria tomar as decisões políticas mais importantes”.

Como entendemos que a desconfiança dos políticos é também uma medida de atitude antielites e que a variável E3004\_6 captura um enfrentamento em relação aos políticos, recorremos ao scree test<sup>4</sup> (Apêndice B)<sup>5</sup>, que nos levou, em todos os casos, à interpretação semelhante àquela encontrada por Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022) para o Brasil. Ademais, o fato de o número superior a 1 (limiar recomendada pelo critério de Kaiser) do autovalor do segundo fator gerado ser praticamente exíguo nos fez considerar a opção desses autores pela extração de apenas um fator. Primeiro, rodamos a análise a partir de correlação policórica, inserindo todas as variáveis selecionadas (E3004\_2 até E3004\_7), o que nos deu clara indicação da necessidade de excluirmos a medida de autoritarismo (E3004\_5), pois obtivemos para essa variável, em todos os países, loadings muito abaixo do estatisticamente recomendado (Apêndice C). Então, repetimos a análise com as variáveis restantes.

Realizamos o mesmo procedimento com o bloco de atitudes outgroups: primeiro, rodamos a AFE solicitando a extração de fatores por autovalor e, após, avaliamos a possibilidade de extração de apenas um fator. Nesse caso, não obtivemos resultados que permitissem a criação de uma escala de atitudes não-pluralistas para todos os países. Com efeito, apenas nos Estados Unidos um fator foi gerado desde logo com todas as variáveis, mesmo quando solicitamos a extração por autovalor. Entretanto, no Uruguai, o autovalor do segundo fator gerado na primeira tentativa foi baixo, o

---

<sup>4</sup> Esse teste consiste em representar graficamente os autovalores no eixo y, enquanto os componentes gerados são expostos no eixo x, para visualizar o ponto em que a curva resultante inclina-se, o que indica o número máximo de valores a reter.

<sup>5</sup> Todos os apêndices deste artigo estão disponíveis em:

[https://drive.google.com/file/d/1OkV5YUttZPqeSnGCALWXS3tesZ2CD\\_H8/view?usp=sharing](https://drive.google.com/file/d/1OkV5YUttZPqeSnGCALWXS3tesZ2CD_H8/view?usp=sharing)

que nos indicou a possibilidade de rodarmos a AFE com extração de apenas um fator. Já os resultados dos autovalores, do scree test e dos loadings para o Brasil, o Chile e a Costa Rica indicaram que as variáveis E3005\_1 e E3005\_2, que tratam de minorias, compõem um fator, enquanto as variáveis E3005\_3, E3005\_4 e E3005\_5, que versam sobre imigrantes, formam o segundo fator.

Realizados esses testes, somamos as variáveis sobre as quais encontramos correlação em cada bloco, criando, assim, uma escala de atitudes antielites para todos os países e uma escala de atitudes pluralistas para o Uruguai e os Estados Unidos. No caso das variáveis antielites, invertemos o sentido das escalas Likert (com exceção da variável E3004\_3, que originalmente foi elaborada em sentido inverso às demais), para que a escala resultante da soma partisse da atitude mais elitista para a mais antielitista. Quanto à escala de pluralismo, mantivemos o sentido original de quatro das variáveis e invertemos apenas a E3005\_3, que também foi formulada em sentido oposto, para que a escala resultante partisse da atitude menos pluralista para a mais pluralista. Avaliamos a possibilidade de criar duas escalas de pluralismo para todos os países (uma sobre minorias e outra sobre imigrantes), testando a consistência das escalas por meio de alpha de Cronbach. Como obtivemos valores considerados muito baixos para esse teste, adotamos duas variáveis isoladas, uma representativa de cada tema (E3005\_2, “a vontade da maioria deveria sempre prevalecer”, e E3005\_3, “os imigrantes fazem bem à economia do país”)<sup>6</sup>.

Além das escalas, acrescentamos à análise a variável corrupção (E3007), que serve como medida da percepção negativa sobre a elite política, considerando o desenho elaborado por Hobolt et al. (2016), que previa essa variável, acrescida das atitudes antielitistas e não-pluralistas, como parte da mensuração de populismo. A questão original procurava saber o quanto o respondente entendia estar a corrupção entre os políticos generalizada no país, oferecendo quatro possibilidades de resposta: está muito generalizada, está bem generalizada, está pouco generalizada e dificilmente acontece<sup>7</sup>. Utilizamos duas formulações dessa variável: uma ordinal (tomada como contínua nos modelos) e outra categórica. Para esta, recodificamos as alternativas de resposta para que as duas primeiras categorias somadas representassem a percepção de que a corrupção está generalizada, e as duas últimas, de que não está generalizada.

---

<sup>6</sup> Optamos pela variável E3005\_2 porque consideramos que era a que melhor captava a noção de regra da maioria na democracia, cara ao populismo, enquanto a variável E3005\_3 foi escolhida por abordar a questão econômica, frequentemente atrelada ao voto.

<sup>7</sup> Essa é a tradução presente no Estudo Eleitoral Brasileiro (ESEB) de 2018, por meio do qual o CSES foi aplicado no Brasil.

Ainda, englobamos na análise as variáveis sociodemográficas idade, educação, sexo e renda, que entendemos que cumpriam o papel de exercer o controle sobre os modelos criados, já que constam com frequência entre os preditores da escolha eleitoral nos países analisados<sup>8</sup>. A variável dependente foi o voto reportado para presidente da República no primeiro turno das eleições mencionadas em cada país; a exceção foi os Estados Unidos, onde houve apenas um turno e, portanto, analisamos o resultado da eleição. A ideia foi analisar como as atitudes selecionadas se distribuíram entre as várias opções disponíveis ao eleitor, impactando sua escolha eleitoral genuína.

Na sequência, passamos à construção dos modelos de regressão logística multinomial, por meio dos quais analisamos a probabilidade de as variáveis independentes selecionadas terem atuado sobre o voto no primeiro turno das eleições presidenciais nos países estudados.

## RESULTADOS

Iniciamos executando a análise descritiva das variáveis, a fim de compreender o cenário no que se refere à opinião pública do período pós-eleitoral em cada país (os resultados estão no Apêndice A). Apresentamos nesta seção as análises inferenciais de probabilidade de voto para presidente no primeiro turno das eleições, realizadas por meio de modelos de regressão logística multinomial. Com exceção da eleição da Costa Rica, todas as demais eleições estudadas tiveram vencedores de partidos de direita<sup>9</sup>. Considerando esse contexto, tomamos como referência para os modelos o partido de direita mais bem colocado no pleito, de acordo com as frequências de respostas para a opção de voto presentes na própria base do CSES. Com isso, no Brasil a referência foi o Partido Social Liberal (PSL); no Chile, o Partido Renovação Nacional (PRN); na Costa Rica, o Partido da Restauração Nacional (PRN); no Uruguai, o Partido Nacional (PN); e nos Estados Unidos, o Partido Republicano.

Assim, apesar do tema da pesquisa estar relacionado ao fenômeno da ascensão populista e extremista, esses não foram os critérios que definiram o partido de referência, pois consideramos a importância do posicionamento ideológico dos partidos para a escolha eleitoral nesses países. Por exemplo, ainda que o Partido Libertário esteja posicionado mais à direita no espectro ideológico nos Estados

---

<sup>8</sup> Ver, por exemplo, Nicolau (2014), Amaral (2020), Vairo e Rodríguez (2016), Norris e Inglehart (2019).

<sup>9</sup> Levamos em conta o relatório de dados macro elaborado por especialistas associados ao CSES para aferição da localização dos partidos no espectro ideológico.

Unidos, foi o Partido Republicano que esteve no centro do debate eleitoral e, portanto, tomado como referência. Coincidentemente, Donald Trump, o candidato desse partido em 2016 (e 2020), foi também um dos líderes expoentes da ascensão populista-autoritária (NORRIS; INGLEHART, 2019). Igualmente, a referência para o Uruguai foi o Partido Nacional, partido de direita liberal tradicional, apesar de o Cabildo Abierto ser o representante da ascensão conservadora no país.

Os partidos mencionados pelos respondentes foram organizados de modo que os mais bem votados ou os que tiveram maior destaque na eleição ficassem isolados, sendo os demais partidos agrupados sob a denominação “outros partidos”. Essa categoria, assim, apresenta grande heterogeneidade por reunir partidos de diferentes orientações ideológicas e programáticas, o que pode dificultar a interpretação dos modelos a partir de seus resultados. Além dos partidos de referência e de “outros partidos”, restaram: no Brasil, o Partido dos Trabalhadores (PT) e o Partido Democrático Trabalhista (PDT); no Chile, o Partido Socialista do Chile (PSC) e o Partido da Revolução Democrática (PRD); na Costa Rica, o Ação Ciudadã; no Uruguai, a Frente Ampla; e nos Estados Unidos, o Partido Democrata. Importante pontuar que, pela relevância do Cabildo Abierto no que diz respeito à ascensão conservadora, optamos, de início, por isolar o partido, assim como realizado com o Partido Nacional e a Frente Ampla. Contudo, além desse partido não ter conseguido sequer a terceira colocação no pleito e no voto reportado, o ajuste do modelo sob essa configuração inviabilizou a análise.

Na Tabela 1 apresentamos os resultados para o Uruguai e os Estados Unidos com a escala de pluralismo construída a partir das cinco variáveis originais.

**Tabela 1.** Modelos probabilísticos do voto no primeiro turno da eleição presidencial

	Estados Unidos (1)		Uruguai (1)	
	Democratas	Outros	Frente Ampla	Outros
Antielitismo	1,029	1,282*	1,112*	1,031
Pluralismo	1,433*	1,087*	1,173*	1,084**
Idade (ano de nascimento)	1,009*	1,034*	1,003	0,999
Escolaridade	0,951	1,001	0,995	1,067
Renda familiar (quintis)	0,820*	0,904	1,064	1,165
Gênero (masculino)	0,852	1,220	0,847	1,309
Corrupção (cat. está generalizada)	0,993	0,968	1,599	0,819
R <sup>2</sup> Nagelkerke	0,361		0,097	
AIC	3584,635		1596,905	
BIC	3677,766		1671,599	
Verossimilhança de log -2	3552,635		1564,905	
Pearson	0,988		0,248	
Desvio	1,000		0,390	
Ref.	Partido Republicano		Partido Nacional	

Fonte: Elaboração própria com base em dados do CSES (módulo 5).

Como é possível ver na Tabela 1, a escala antielites atuou nos dois países em detrimento do partido de referência. Nos Estados Unidos, contudo, ela não diferenciou o voto no Partido Democrata, embora tenha sugerido certo movimento de rejeição às elites tradicionais em prejuízo da candidatura de Donald Trump. No Uruguai, a variável beneficiou a chance de voto na Frente Ampla, mas com efeito ainda mais reduzido em relação àquele encontrado para os Estados Unidos. Assim, os resultados indicam que o antielitismo esteve mais atrelado à rejeição aos partidos de direita predominantes nas eleições nos dois países, apesar de o seu poder ter sido regular nos Estados Unidos e baixo no Uruguai.

O pluralismo mostrou-se mais relevante, principalmente no que diz respeito à escolha eleitoral pelo Partido Democrata nos Estados Unidos. Não obstante tenha também elevado a razão de chance de voto em outros partidos em ambos os países, o efeito sobre o fenômeno foi bastante baixo. No que diz respeito ao voto nos principais partidos à esquerda da categoria de referência, o pluralismo aumentou a razão de chance do Partido Democrata em 43,3%, e da Frente Ampla em 17,3%.

Em relação ao comportamento das variáveis sociodemográficas, apenas idade e renda familiar foram significativas para os Estados Unidos, e nenhuma das variáveis selecionadas apresentou efeito no modelo para o Uruguai. Como a variável que denominamos “idade” trata-se, na verdade, dos anos de nascimento dos respondentes, a leitura deve ser feita da maior para a menor idade (ou do ano de nascimento mais antigo para o mais recente). Portanto, a interpretação é de que quanto mais jovem o indivíduo, maior a probabilidade de ter votado no Partido Democrata e em outros partidos em relação ao Partido Republicano. No que se refere à renda familiar, sobre a qual a leitura parte da menor renda para a maior, o efeito gerado pela variável sobre o voto no Partido Democrata foi negativo, isto é, quanto maior a renda, menor a chance de ter votado nesse partido.

A variável sobre a generalização da corrupção entre os políticos não diferenciou o voto em nenhum dos modelos acima. Inicialmente, planejamos testar modelos alternativos, em que a variável percepção da corrupção interagisse com o antielitismo para explorarmos a combinação dessas variáveis, mas também para averiguar a hipótese de que, nos países da América Latina, o antielitismo apenas beneficiaria partidos de direita quando atrelado à percepção negativa sobre corrupção (H4). Entretanto, as variáveis combinadas não tiveram qualquer efeito sobre a escolha eleitoral no Uruguai, de forma que mesmo a significância encontrada para o antielitismo no modelo apresentado na Tabela 1 desapareceu quando

propusemos a interação. Rodamos o modelo também para os Estados Unidos para mantermos a comparação. O antielitismo interagindo com a percepção de disseminação da corrupção foi significativo apenas na explicação do voto em outros partidos em relação ao Partido Republicano (ainda assim, com efeito baixíssimo), indicando que o resultado foi produzido pela medida de antielitismo, que já aparecia como significativa no primeiro modelo, com razão de chance mais elevada (esses modelos estão no Apêndice D.1).

Na Tabela 2, abaixo, estão os modelos com os resultados para todos os países, em que o pluralismo é tratado a partir das variáveis isoladas. Denominamos as variáveis E3005\_2, “A vontade da maioria deveria sempre prevalecer, mesmo que prejudique os direitos das minorias”, de “Pluralismo 1”, e E3005\_3, “Em geral, os imigrantes fazem bem à economia do país”, de “Pluralismo 2”. Para que as escalas fossem orientadas da atitude menos pluralista até a mais pluralista, invertemos a ordem das respostas da variável E3005\_3.



Tabela 2. Modelos probabilísticos do voto no primeiro turno da eleição presidencial

	Brasil (1)			Chile (1)			Costa Rica (1)		Uruguai (2)		Estados Unidos (2)	
	PT	PDT	Outros	PSC	PRD	Outros	AC	Outros	FA	Outros	Democrata	Outros
Antielitismo	1,117	1,131	1,089	1,06	1,120*	0,946	0,956	0,983	1,106*	1,027	1,009	1,065**
Pluralismo 1 (vontade da maioria)	1,072	1,332*	1,087	1,129	1,484*	1,195	1,006	1,029	1,376*	1,298*	1,508*	1,207**
Pluralismo 2 (imigrantes)	1,179*	1,129	1,079	1,125	1,597*	1,236	1,091	1,156	1,108	0,992	2,061*	1,611*
Idade (ano de nascimento)	0,999	1,006	1,003	0,983*	1,016**	1,027*	0,996	0,995	1,007	1,001	1,015*	1,037*
Educação	0,947	1,210*	1,098	1,002	1,109	1,067	1,238*	1,315*	1,021	1,108	1,014	1,056
Renda familiar (quintis)	0,725*	0,916	0,972	0,931	0,952	0,874	1,159	1,268**	1,075	1,126	0,844*	0,925
Sexo (masculino)	0,715*	0,712	0,700	1,036	0,836	0,892	1,265	1,479	0,843	1,34	0,715*	1,069
Corrupção (cat. está generalizada)	0,749	1,542	0,866	0,701	1,417	1,063	0,770	0,703	1,579**	0,805	0,895	0,886
R <sup>2</sup> Nagelkerke		0,119		0,163			0,138		0,084		0,246	
AIC		2891,756		2089,412			954,767		1739,141		3920,678	
BIC		3030,677		2216,467			1028,951		1824,611		4025,493	
Verossimilhança Log-2		2837,756		2035,412			918,767		1703,141		3884,678	
Pearson		0,370		0,402			0,513		0,245		0,964	
Desvio		1,000		1,000			0,336		0,311		1,000	
Ref.		PSL		PRN			PRN		PN		P. Republicano	

Fonte: Elaboração própria com base em dados do CSES (módulo 5).  
 Dados referentes à razão de chance “ Exp(b)” . \*p<0,01; \*\*p<0,00

As medidas de pluralismo apresentaram melhores resultados. No Brasil e no Chile, países em que a relevância eleitoral de um terceiro partido nos fez recodificar a variável *voto* em quatro categorias, a primeira medida de pluralismo atuou justamente para aumentar a razão de chance de escolha pelo PDT e PRD, respectivamente. No Uruguai, a variável aumentou a chance de voto na Frente Ampla e em outros partidos e, nos Estados Unidos, no Partido Democrata e em outros partidos. Já a segunda medida de pluralismo (E3005\_3) aumentou a chance de voto no PT no Brasil, mas não diferenciou a escolha pelo PSC no Chile, agindo no modelo chileno, assim como a primeira medida de pluralismo, sobre o voto no PRD. Nos Estados Unidos, a variável atuou para beneficiar o Partido Democrata e outros partidos. Em todos os casos, os efeitos dessas variáveis foram superiores aos obtidos pela medida de antielitismo.

Quanto às variáveis sociodemográficas, idade foi significativa nos modelos do Chile e dos Estados Unidos, mas, em ambos os casos, os efeitos foram pequenos. De qualquer sorte, o resultado obtido para o Chile mostra que quanto mais jovem o respondente, maior a probabilidade de que tenha votado no PRD e menor de que tenha optado pelo PSC. Nos Estados Unidos, de forma semelhante ao encontrado no primeiro modelo, quanto mais jovem o respondente, maior a chance de ter escolhido o Partido Democrata e outros partidos em relação ao Partido Republicano. Ainda, educação foi significativa no Brasil e na Costa Rica, países onde maiores níveis de escolaridade atuaram para elevar a chance de voto no PDT e no Ação Cidadã, respectivamente. Além disso, maiores níveis de renda familiar, assim como ser do sexo masculino, diminuíram a chance de voto no PT no Brasil, no Partido Democrata nos Estados Unidos e em outros partidos na Costa Rica.

A variável sobre a percepção da corrupção não foi significativa para nenhum dos países analisados<sup>10</sup>. Então, testamos inserir essa variável em formato ordinal nos modelos e encontramos significância para o Brasil e para o Chile, isto é, quanto mais negativa a visão acerca da corrupção, menor a chance de votar no PT e no PSC, respectivamente (esses modelos estão no Apêndice D.2). Assim, em suma, no Brasil a medida de antielitismo não foi um determinante do voto, mas a corrupção foi. No Chile, o antielitismo e a corrupção foram determinantes do voto, enquanto no Uruguai e nos Estados Unidos, a corrupção não teve impacto sobre a escolha eleitoral

---

<sup>10</sup> Para entender esse resultado, há que se considerar que, em todos os países, os percentuais de percepção de que a corrupção entre os políticos está “muito” e “bem” generalizada atingem a ampla maioria dos entrevistados (conforme Tabela 3 do Apêndice), de modo que acabam pouco diferenciando os eleitores nos modelos especificados.

e o antielitismo teve. Já na Costa Rica, nenhuma das variáveis independentes principais (antielitismo, pluralismo e corrupção) foi significativa.

Esses resultados sugerem que a percepção negativa sobre a corrupção foi uma melhor medida de atitude antielites no caso brasileiro, onde o contexto específico envolvendo a operação Lava Jato, a prisão do ex-presidente Lula e o *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff, ambos políticos filiados ao PT, marcou a eleição. É importante destacar que o sentimento de rejeição ao PT, o chamado antipetismo, é o principal fenômeno de antipartidarismo relacionado ao voto no Brasil (BORGES e VIDIGAL, 2018; CASTANHO SILVA, FUKS e TAMAKI, 2022). A rejeição a esse partido nos parece, entretanto, ser multifatorial, envolvendo a repercussão dos casos de corrupção em torno de lideranças importantes do partido, mas também a consequência da propositura de políticas progressistas do ponto de vista social, cultural e econômico diante de um público com setores conservadores e neoliberais bastante consolidados. Cumpre mencionar que a variável com a qual trabalhamos aborda a visão dos indivíduos sobre corrupção, o que implica experiências e disposições preexistentes, além do tratamento dispensado pelos principais veículos de comunicação ao tema<sup>11</sup>. Ademais, testamos novamente a interação entre o antielitismo e a corrupção, agora para todos os países (os modelos estão no Apêndice D.3). No Chile, a interação fez desaparecer o efeito do antielitismo sobre o PSC, o que, possivelmente, se deve ao fato de a percepção da corrupção sozinha não ter apresentado qualquer efeito sobre a escolha eleitoral por esse partido. Contudo, a variável decorrente da interação manteve o efeito do antielitismo de elevar a probabilidade de escolha pelo PRD, acusando que esse partido tem conquistado importante espaço político à esquerda no país frente ao PSC. No Uruguai e nos Estados Unidos, a interação fez desaparecer o efeito do antielitismo, encontrado em modelos anteriores, enquanto no Brasil prejudicou o efeito encontrado para a variável corrupção. Contudo, a Costa Rica foi o único país em que a interação funcionou para estabelecer efeito não verificado quando as variáveis antielitismo e corrupção apareciam isoladas nos modelos, isto é, o antielitismo e a corrupção somente impactaram o voto quando interagiram. Considerando que, nos países em que o antielitismo foi significativo para a explicação do voto para presidente, ele atuou em prejuízo do partido de direita com maior relevância eleitoral no pleito, cogitamos que a variável antielites E3004\_7, que funciona como uma medida de

---

<sup>11</sup> Adiante, sugerimos que a variável relacionada ao ressentimento de classe (E3004\_7) possa estar direcionando o efeito da escala de antielitismo. Nesse sentido, uma interpretação possível é que a percepção negativa de corrupção, que sugere a possibilidade de rejeição às elites políticas como consequência, prejudica a chance de voto no PT, mas o antielitismo, que pode estar sendo orientado por uma questão de classe, não.

ressentimento de classe, ao mencionar a preferência dos políticos em atender a demanda de ricos e poderosos, pudesse, isolada, estar determinando o efeito da escala de antielitismo. Então, elaboramos modelos substituindo essa escala pela variável E3004\_7 isolada. Mantivemos a variável corrupção em formato ordinal por termos conseguido resultados melhores nos modelos alternativos em que foi adotada.

Segundo é possível depreender da Tabela 3, a medida de antielitismo E3004\_7 isolada só não foi significativa para a Costa Rica, país para o qual mais uma vez não se obteve qualquer resultado a partir das nossas principais variáveis independentes. Em todos os outros casos, a variável isolada provocou um ligeiro aumento na capacidade explicativa dos modelos, e a atitude antielites isolada foi significativa, atuando para aumentar a chance de voto nos partidos mais à esquerda em relação à referência (e com efeitos maiores do que os da escala de antielitismo (Tabela 2)). Assim, a variável E3004\_7 beneficiou o voto no PT e no PDT no Brasil, no PSC e no PRD no Chile, na Frente Ampla no Uruguai e no Partido Democrata nos Estados Unidos, em todos os casos com efeitos relevantes. As medidas de pluralismo (E3005\_2 e E3005\_3) produziram resultados semelhantes aos já obtidos nos modelos anteriores para todos os países, salvo pelo fato de a variável E3005\_3 ter aparecido como significativa também para outros partido no modelo elaborado para o Chile.

Nesses modelos, o efeito das variáveis sociodemográficas se manteve o mesmo em relação aos modelos apresentados na Tabela 2. A exceção foi a variável *renda*, que perdeu o efeito sobre outros partidos na Costa Rica. Já a corrupção manteve a significância e o efeito no Brasil e no Chile, diminuindo a chance de voto no PT e no PSC, respectivamente, e passou a ter significância no modelo dos Estados Unidos, reduzindo a chance de escolha pelos Democratas.

**Tabela 3.** Modelos probabilísticos do voto no primeiro turno da eleição presidencial

	Brasil (2)			Chile (2)			Costa Rica (2)			Uruguai (3)			Estados Unidos (3)		
	PT	PDT	Outros	PSC	PRD	Outros	Ação Cidadã	Outros	Frente	Outros	Democrata	Outros			
Antiélites (E3004_7)	1,193*	1,292*	1,107	1,424*	1,663*	1,01	0,858	0,895	1,676*	1,107	1,485*	1,436*			
Pluralismo 1 (E3005_2)	1,080	1,345*	1,087	1,139	1,496*	1,206	1,022	1,032	1,468*	1,087*	1,533*	1,209*			
Pluralismo 2 (E3005_3)	1,161*	1,122	1,074	1,109	1,560*	1,263**	1,083	1,151	1,064	1,074	2,026*	1,601*			
Idade	0,998	1,006	1,002	0,981*	1,014**	1,026*	0,995	0,995	1,003	1,002	1,015*	1,038*			
Educação	0,959	1,210*	1,108	0,997	1,116	1,052	1,242*	1,313*	1,047	1,108	1,026	1,061			
Renda familiar	0,729*	0,913	0,961	0,955	0,968	0,877	1,147	1,247	1,119	0,961	0,856*	0,932			
Sexo	0,725**	0,743	0,721	1,028	0,836	0,921	1,282	1,427	0,828	0,721	0,720*	1,080			
Corrupção (ordinal)	0,806**	1,018	0,960	0,695*	0,874	0,809	0,750	0,730	0,834	0,96	0,743*	0,900			
R <sup>2</sup> Nagelkerke	0,125			0,179			0,135			0,121			0,271		
AIC	2923,287			2108,237			968,192			1752,807			3847,848		
BIC	3062,672			2235,685			1042,694			1838,781			3952,708		
Verossimilhança Log-2	2869,287			2054,237			932,192			1716,807			3811,848		
Pearson	0,515			0,418			0,588			0,232			0,985		
Desvio	1,000			1,000			0,361			0,550			1,000		
Ref.	PSL			PRN			PRN			PN			Republicano		

Fonte: Elaboração própria com base em dados do CSES (módulo 5).  
 Dados referentes à razão de chance “ Exp(b)” . \*p<0,01; \*\*p<0,005.

Com exceção da variável E3004\_7, as demais variáveis antielites isoladas tiveram comportamentos distintos em cada país. Quando realizamos testes prévios de associação (qui-quadrado), os resultados demonstraram que o voto estava associado, em todos os países, à variável E3004\_7, mas que apenas nos Estados Unidos todas as demais medidas do bloco também estavam associadas ao voto. Então, repetimos os modelos substituindo a variável E3004\_7 isolada pelas demais, uma de cada vez, e encontramos resultado relevante apenas nos modelos em que E3004\_6 foi incluída para o Uruguai e para o Chile, aumentando a chance de voto na Frente Ampla e no PSC e no PRD, respectivamente (Apêndice E.1).

Esse resultado revela que a variável E3004\_6, “O povo, e não os políticos, deveria tomar as decisões políticas mais importantes”, atuou em benefício de partidos de esquerda liberal e social-democrata naqueles países, que não são considerados populistas, de acordo com o relatório macro do CSES. Logo, a variável funcionou, possivelmente, como uma medida de democracia direta no Uruguai e no Chile. O efeito, todavia, foi similar ao que havia sido provocado pela variável E3004\_7, “Os políticos somente se preocupam com os interesses dos ricos e poderosos”, sugerindo que a rejeição às elites está associada, principalmente, à perspectiva de classe e, portanto, beneficiou o voto em partidos cuja redistribuição de renda é uma pauta fundamental de seus programas e agendas. A mesma interpretação é válida para os demais países, salvo a Costa Rica, onde apenas a variável E3004\_4 foi significativa (Apêndice E.2).

Entretanto, a variável E3004\_4, “Os políticos são o principal problema do país”, significativa na Costa Rica, teve efeito baixo e com valor de  $p$  no limite do recomendado estatisticamente ( $p=0,05$ ). Mesmo assim, esse foi o primeiro caso em que uma das atitudes antielites atuou para beneficiar o partido de referência, reduzindo a chance de escolha pelo Ação Cidadã. O efeito obtido para o país pode ser explicado pelo fato de que o Ação Cidadã era o partido da situação, ou seja, em que pese o antielitismo não tenha sido uma variável importante para a eleição do país sob as variáveis com as quais contamos, a oposição ao governo parece ter sido capturada pela variável isolada. É importante mencionar que a eleição de 2017 na Costa Rica foi marcada pela oposição entre visões de mundo socialmente progressistas e conservadoras, o que conduziu ao surgimento de novos atores e à forte polarização

## CONCLUSÃO

As medidas de populismo existentes têm recebido críticas por não capturar o apoio a líderes com evidentes características populistas. Esse foi o caso da eleição de Jair Bolsonaro no Brasil, para a qual a escala de populismo construída a partir dos dados do módulo 5 do CSES apresentaram efeitos irrisórios, por exemplo, nos estudos de Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022) e Cabrera e Del Porto (2022). Aqui propomos duas abordagens: primeiro, criamos uma escala semelhante à de Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022), mas ampliamos a análise para considerar também uma escala de atitudes pluralistas; em seguida, acompanhamos a proposta de Cabrera e Del Porto (2022) e trabalhamos com variáveis isoladas, mas inseridas uma de cada vez em modelos diferentes.

Os resultados indicaram que as medidas de pluralismo, mesmo quando substituímos a escala por variáveis isoladas, tiveram maior impacto sobre as eleições estudadas do que a medida de antielitismo sob forma de escala. A escala de antielitismo teve relevância, principalmente, sobre o voto nos partidos mais à esquerda em relação à referência no Chile e no Uruguai. Entretanto, foi a variável E3004\_7, que capta o antielitismo motivado por ressentimento de classe, que se mostrou significativa com efeitos relevantes para a escolha eleitoral em praticamente todos os países estudados. Inclusive, cumpre mencionar que no Chile e no Uruguai uma segunda variável do bloco foi significativa (E3004\_6), fomentando, assim, a relevância da escala de antielitismo nesses países.

Em vista disso, nossa primeira hipótese indicava que o antielitismo deveria ter baixo poder preditivo sobre o voto em todos os países analisados, o que se confirmou. Ainda, sugerimos que a medida de ressentimento de classe deveria favorecer o voto em partidos posicionados mais à esquerda em relação à referência, e estávamos corretas. Com efeito, ainda que com baixo poder preditivo, a medida escalar de antielitismo, quando foi significativa, atuou no mesmo sentido que a variável E3004\_7 isolada, o que insufla a interpretação de que essa variável, por sua importância estatística demonstrada nos modelos alternativos, orientou o efeito produzido pela escala de antielitismo. Onde uma segunda variável isolada atuou no mesmo sentido (Chile e Uruguai), os resultados da escala antielitista foram melhores. Entretanto, a escala de antielitismo foi também significativa nos Estados Unidos, onde o fenômeno de ressentimento de classe já foi largamente reportado na literatura a partir do conceito de *cultural backlash* de Norris e Inglehart (2019).



A percepção negativa da corrupção reduziu as chances de voto no PT no Brasil e no PSC no Chile, mas não teve efeito na Costa Rica e no Uruguai, apontando para a confirmação parcial da hipótese que antevia o seu papel para a redução da probabilidade de voto nos partidos de esquerda na América Latina. Ainda, a interação da variável com antielitismo teve o efeito esperado (de beneficiar o voto à direita) apenas na Costa Rica. Uma interpretação possível diz respeito ao fato de que o antielitismo, representado pela variável E3004\_4, orientada à rejeição do partido de centro-esquerda na situação, o Ação Cidadã, tenha determinado o efeito da interação.

Assim, o pluralismo mostrou-se a variável mais relevante estatisticamente em praticamente todos os modelos e sob as duas construções propostas. Com isso, é possível concluir que a disputa entre valores mais e menos liberais-progressistas esteve no centro do debate político em todas as eleições em análise, sendo que a defesa de atitudes pluralistas beneficiou o voto em partidos liberais e social-democratas no Brasil, no Chile, no Uruguai e nos Estados Unidos. Essas variáveis só não tiveram efeito na Costa Rica. Ademais, o antielitismo atuou no mesmo sentido nesses países. Assim, embora a soberania do povo e o ressentimento de classe sejam características atreladas à definição de populismo, se apresentaram associados a alternativas políticas inclusivas nessas eleições. Ainda assim, as medidas relacionadas ao populismo mantiveram efeitos bastante baixos, que denotam a maior relevância de outros fatores sobre essas eleições, como Castanho Silva, Fuks e Tamaki (2022) encontraram para o Brasil. A disputa em torno de valores pluralistas parece ser, definitivamente, um deles.

---

#### INFORMAÇÕES COMPLEMENTARES

Este artigo apresenta alguns resultados da pesquisa de pós-doutorado da primeira autora, intitulada “Qualidade da democracia em análise comparada: as condições da democracia partidária e as possibilidades do partidarismo” (processo n. 2021/15152-7), atrelada ao projeto temático “A qualidade da democracia no Brasil: representação política, partidos e o sistema de integridade”, processo n. 2018/02738-0, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), do qual as autoras fazem parte.

---

#### SOBRE AS AUTORAS

**Valéria Cabreira Cabrera:** Doutora em Ciência Política pela Universidade Federal de Pelotas (UFPel) e pesquisadora de pós-doutorado no Centro de Estudos de Opinião Pública (CESOP) da Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP).

**Fábola Brigante Del Porto:** Doutora em Ciência Política pela Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP) e pesquisadora no Centro de Estudos de Opinião Pública (CESOP) da Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP).



## REFERÊNCIAS

1. AKKERMAN, Agnes; MUDDE, Cas; ZASLOVE, Andrej. How populist are the people? Measuring populist attitudes in voters. *Comparative Political Studies*, v. 47, n. 9, p. 1324-1353, ago. 2014. DOI: <https://doi.org/10.1177/0010414013512600>
2. AMARAL, Oswaldo E. do. The victory of Jair Bolsonaro according to the Brazilian Electoral Study of 2018. *Brazilian Political Science Review*, v. 14, n. 1, p. 1-13, maio 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/1981-3821202000010004>
3. BORGES, André; VIDIGAL, Robert. Do lulismo ao antipetismo? Polarização, partidatismo e voto nas eleições presidenciais brasileiras. *Opinião Pública*, v. 24, n. 1, p. 53-89, jan./abr. 2018. DOI: <https://doi.org/10.1590/1807-0191201824153>
4. CABRERA, Valéria; DEL PORTO, Fabíola B. Atitudes antielites, outgroup e insatisfação com a democracia? Evidências empíricas do voto populista-autoritário de direita em democracias americanas (2016 a 2020). In: ENCONTRO ANUAL DA ANPOCS, 46., 2022. Anais do 46º Encontro Anual da ANPOCS. 2022.
5. CASTANHO SILVA, Bruno. “He’s not one of them!” antiestablishment supporters of populist governments in Bolivia and Ecuador. *Journal of Politics*, v. 81, n. 3, p. 1085-1089, jul. 2019. Disponível em: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/703071?af=R>. Acesso em: 29 mar. 2023.
6. CASTANHO SILVA, Bruno; FUKS, Mário; TAMAKI, Eduardo Ryô. So thin, it’s almost invisible: populist attitudes and voting behavior in Brazil. *Electoral Studies*, v. 75, p. 1-11, fev. 2022. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2021.102434>
7. CASTANHO SILVA, Bruno et al. An empirical comparison of seven populist attitudes scales. *Political Research Quarterly*, v. 73, n. 2, p. 409-424. Disponível em: <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/1065912919833176>. Acesso em: 3 jan. 2023.
8. COMPARATIVE Study of Electoral Systems (CSES). Base de dados CSES do módulo 5. 2016-2021. Disponível em: <https://cses.org/data-download/cses-module-5-2016-2021/>. Acesso em: 05 mai. 2022.
9. HAWKINS, Kirk; RIDING, Scott; MUDDE, Cas. “Measuring populist attitudes”. *Political Concepts Committee on Concepts and Methods. Working Paper Series*, v. 55, p. 1-35, jan. 2012. Disponível em: [https://www.concepts-methods.org/Files/WorkingPaper/PC\\_55\\_Hawkins\\_Riding\\_Mudde.pdf](https://www.concepts-methods.org/Files/WorkingPaper/PC_55_Hawkins_Riding_Mudde.pdf). Acesso em: 29 mar. 2023.
10. HOBOLT, Sara et al. Democracy, divided? People, politicians and the politics of populism. *CSES Planning Committee Module 5 Final Report*. 2016. Disponível em: [https://cses.org/wp-content/uploads/2019/03/CSES5\\_ContentSubcommittee\\_FinalReport.pdf](https://cses.org/wp-content/uploads/2019/03/CSES5_ContentSubcommittee_FinalReport.pdf). Acesso em: 29 mar. 2023.
11. JUNGKUNZ, Sebastian; FAHEY, Robert A.; HINO, Airo. How populist attitudes scales fail to capture support for populists in power. *PLoS ONE*, v. 16, n. 12, p. 1-20, dez. 2021.
12. LACLAU, Ernesto. *On populist reason*. Londres; Nova York: Verso, 2005.
13. MUDDE, Cas. Populism: an ideational approach. In: ROVIRA KALTWASSER, Cristóbal et al. (Eds.). *The Oxford Handbook of Populism*. Oxford: Oxford University Press, 2017.
14. MUDDE, Cas. The populist zeitgeist. *Government and Opposition*, v. 39, n. 3, p. 541-563, 2004.
15. MUDDE, Cas; ROVIRA KALTWASSER, Cristóbal. Exclusionary vs. inclusionary populism: Comparing contemporary Europe and Latin America. *Government and Opposition*, v. 48, p. 147-174, abr. 2013. DOI: <https://doi.org/10.1017/gov.2012.11>
16. NICOLAU, Jairo. Determinantes do voto no primeiro turno das eleições presidenciais brasileiras de 2010: uma análise exploratória. *Opinião Pública*, v. 20, n. 3, p. 311-325, dez. 2014.
17. NORRIS, Pippa; INGLEHART, Ronald. *Cultural backlash: Trump, Brexit, and authoritarian populism*. Cambridge: Cambridge University Press, 2019.
18. VAIRO, Daniela; RODRIGUEZ, José Raul. Comportamiento electoral en Uruguay: la victoria de Tabaré Vázquez en las elecciones presidenciales de 2014. *Em Tese*, v. 13, n. 2, p. 14-36, dez. 2016.



Recebido em 28 de dezembro de 2022.

Aprovado em 12 de março de 2023.