

Estado da publicação: O preprint não foi publicado em outro meio.

A CONTA DO PÓS PANDEMIA: INDICADORES MACROECONÔMICOS E A PUNIÇÃO AOS INCUMBENTES NA AMÉRICA DO SUL

Carolina Zambiasi da Silva, Augusto Ribeiro da Silva, Marcella De Miranda Gallo, Mariana
Mussato

<https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.17247>

Submetido em: 2026-08-04

Postado em: 2026-08-10 (versão 1)

(AAAA-MM-DD)

A CONTA DO PÓS PANDEMIA: INDICADORES MACROECONÔMICOS E A PUNIÇÃO AOS INCUMBENTES NA AMÉRICA DO SUL.

CAROLINA ZAMBIASI DA SILVA

ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-6063-4256>

carolina.zambiasi@estudante.ufscar.br

Programa de Pós Graduação em Ciência Política pela Universidade Federal de São Carlos
São Carlos, SP, Brasil.

AUGUSTO RIBEIRO DA SILVA

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7088-0408>

augusto.ribeiro@estudante.ufscar.br

Programa de Pós Graduação em Ciência Política pela Universidade Federal de São Carlos
São Carlos, SP, Brasil.

MARCELLA DE MIRANDA GALLO

ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-9648-266X>

marcellagallo@estudante.ufscar.br

Bacharelado em Ciências Sociais pela Universidade Federal de São Carlos
São Carlos, SP, Brasil.

MARIANA MUSSATO

ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-2758-6649>

marianalm@estudante.ufscar.br

Bacharelado em Ciências Sociais pela Universidade Federal de São Carlos
São Carlos, SP, Brasil.

RESUMO:

Este artigo investiga os determinantes da alta taxa de alternância presidencial na América do Sul entre 2020 e 2025, período em que dez das onze eleições resultaram na derrota do incumbente. O objetivo é testar se a punição eleitoral respondeu ao desempenho macroeconômico objetivo (voto econômico retrospectivo) ou à percepção política subjetiva do eleitorado. Com dados do Banco Mundial, CEPAL e Latinobarômetro, estimaram-se modelos de regressão logística com correção de Firth, adequados ao N reduzido (11 observações) e ao risco de separação quase perfeita na variável dependente. Os resultados mostram um padrão inconsistente, a intenção de voto à oposição correlaciona-se significativamente com a derrota do incumbente. Os indicadores macroeconômicos objetivos como a inflação, desemprego, e o PIB não apresentaram-se estatisticamente significativo em nenhuma especificação. Conclui-se que os achados têm caráter exploratório, mas que sugerem que a percepção política antecede a punição econômica no período, mas não permitem afirmação causal definitiva, apontando para a necessidade de amostras ampliadas em pesquisas futuras.

Palavras-chave: voto econômico, accountability eleitoral, américa do sul, regressão logística de firth, punição ao incumbente

THE POST-PANDEMIC BILL: MACROECONOMIC INDICATORS AND INCUMBENT PUNISHMENT IN SOUTH AMERICA

ABSTRACT:

This article investigates the determinants of the high rate of presidential turnover in South America between 2020 and 2025, a period in which ten of the eleven elections resulted in the incumbent's defeat. The objective is to test whether electoral punishment was a response to objective macroeconomic performance (retrospective economic voting) or to the electorate's subjective political perceptions. Using data from the World Bank, ECLAC, and Latinobarómetro, we estimated Firth-corrected logistic regression models, appropriate for the small sample size (11 observations) and the risk of near-perfect separation in the dependent variable. The results show an inconsistent pattern: the intention to vote for the opposition is significantly correlated with the incumbent's defeat. Objective macroeconomic indicators such as inflation, unemployment, and GDP were not statistically significant in any specification. We conclude that the findings are exploratory in nature but suggest that political perception precedes economic punishment during the period; however, they do not allow for a definitive causal assertion, pointing to the need for larger samples in future research.

Keywords: economic voting, electoral accountability, south america, firth logistic regression, incumbent punishment

1 INTRODUÇÃO

Entre 2020 e 2025, dez dos onze pleitos presidenciais realizados na América do Sul resultaram na derrota do partido ou coalizão que ocupava o poder Executivo. Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Peru e Uruguai experimentaram alternância de poder, e apenas o Paraguai manteve o incumbente. Essa taxa de alternância de cerca de 90% supera os padrões históricos da região e suscita a questão central deste artigo: o que explica uma onda punitiva tão ampla e homogênea em contextos político-econômicos tão distintos?

A pergunta não é trivial. Os países estudados apresentam trajetórias macroeconômicas muito distintas no mesmo período, como exemplo, a Argentina enfrentou uma inflação superior a 200% em 2023, enquanto o Uruguai registrou cerca de 6%, o Peru por sua vez cresceu 13,6% em 2020 no mesmo momento em que a Argentina contraía sua economia. Governos de esquerda, centro e direita foram igualmente punidos, e se a punição fosse resposta direta ao desempenho econômico, esperar-se-ia maior variação nos resultados eleitorais. A uniformidade dos desfechos sugere outros mecanismos de avaliação além da economia.

A literatura sobre voto econômico retrospectivo estabelece que eleitores avaliam o desempenho passado do governo e o recompensam ou punem com base nessa avaliação (Fiorina, 1981; Lewis-Beck, 2007). A distinção clássica entre avaliação sociotrópica, que está centrada na

economia nacional, e a egotrópica, que está centrada na situação pessoal e pressupõe que a percepção subjetiva do eleitor medeia a relação entre indicadores objetivos e comportamento eleitoral (Kinder e Kiewiet, 1981; Mackuen, Erikson e Stimson, 1992). A pandemia de Covid-19 constitui um teste singular para esse mecanismo, visto que um choque exógeno simultâneo, mas com intensidades e trajetórias distintas entre países, criando condições favoráveis para examinar como percepção e indicadores objetivos impactaram a punição aos incumbentes.

A literatura sobre *accountability* eleitoral em sistemas presidencialistas na América Latina acrescenta uma dimensão institucional, pois o grau de personalização da responsabilização varia conforme o sistema político e a identificação do eleitor com o titular do cargo versus o partido (Cheibub e Przeworski, 1999; Samuels e Shugart, 2010). Uma terceira corrente examina os efeitos políticos de crises exógenas, como Achen e Bartels (2016) que argumentam que eleitores frequentemente punem incumbentes por eventos sobre os quais têm controle limitado, revelando os limites do modelo de *accountability* racional. No contexto da Covid-19, estudos recentes documentam que a gestão percebida da crise sanitária foi mais determinante para a avaliação popular dos governos do que os indicadores econômicos objetivos (Esaiasson et al., 2021; Alesina, Ciminelli e Furceri, 2024), ainda que a América do Sul permaneça sub-representada nessa literatura, concentrada em casos europeus e estadunidenses.

Este artigo busca responder em que medida o desempenho econômico objetivo e a percepção subjetiva dos eleitores explicam a derrota dos incumbentes sul-americanos entre 2020 e 2025? O argumento central é que, no período analisado, a percepção política do eleitorado, capturada pela intenção de voto à oposição no Latinobarômetro, é preditor mais consistente da derrota do que qualquer variável macroeconômica, sugerindo uma erosão difusa de legitimidade governamental pós-pandemia, relativamente independente da trajetória macroeconômica de cada país.

Com base nessa literatura, o artigo testa quatro hipóteses em dois blocos. O Primeiro bloco concentra-se no voto econômico: **H1**: quanto maior a inflação anual e de alimentos no ano eleitoral, maior a probabilidade de derrota do incumbente. **H2**: quanto maior o desemprego e a piora da balança comercial, maior a probabilidade de derrota. E o Segundo bloco versa sobre a percepção subjetiva: **H3**: quanto mais negativa a avaliação subjetiva da economia, maior a probabilidade de derrota. **H4**: eleitorados inclinados à oposição no Latinobarômetro apresentam maior probabilidade de derrota do incumbente. H1 e H2 derivam da versão objetiva do voto econômico (Lewis-Beck e

Stegmaier, 2007); H3 e H4, da versão subjetiva da percepção econômica do eleitor e sua predisposição de voto na oposição (Fiorina, 1981; Mackuen, Erikson e Stimson, 1992).

O artigo oferece algumas contribuições, a primeira é de uma análise sistemática e comparada das eleições sul-americanas durante o ciclo pandêmico, ainda carente de tratamento quantitativo integrado. A combinação de dados macroeconômicos com medidas de percepção subjetiva sobre a economia do Latinobarômetro, testando diretamente a hipótese de mediação perceptiva, com a adoção da regressão logística adequada ao N disponível. Os resultados oferecem suporte apenas para H4 em uma análise bivariada, enquanto H1 e H2 não encontram respaldo nos dados. O artigo está estruturado em cinco seções além desta introdução. A seção 2 apresenta o referencial teórico; a seção 3 descreve dados e metodologia; a seção 4 apresenta os resultados; a seção 5 traz as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Voto econômico: da formação clássica ao contexto latino-americano

Fiorina (1981) propõe que o eleitor atua como avaliador relativamente simples: em vez de processar informações complexas sobre políticas específicas, recorre a um julgamento sumário sobre se sua vida e/ou a do país melhorou ou piorou sob o governo vigente, votando em conformidade. Kinder e Kiewiet (1981) distinguem avaliações sociotrópicas, centradas na economia nacional, de egotrópicas, centradas na situação pessoal, demonstrando que o voto é predominantemente sociotrópico.

Powell e Whitten (1993) avançam a agenda comparada ao mostrar que os efeitos da economia sobre o voto são condicionados pela clareza de responsabilidade do governo e o grau em que o eleitor consegue atribuir o desempenho econômico a um agente político específico. Isso é central para este artigo, pois há na América do Sul arranjos institucionais heterogêneos, mas com maior concentração de responsabilidade no Executivo, embora essa concentração tenha variação entre os países.

Lewis-Beck e Stegmaier (2007; 2013), em revisões sobre o VP (vote-and-popularity), consolidam três achados: crescimento e inflação são os indicadores mais associados à popularidade e ao desempenho eleitoral; o efeito da economia é assimétrico, penalizando mais do que recompensa; e sua magnitude varia entre democracias consolidadas e em desenvolvimento. Martins (2013) sistematiza a aplicação dessa teoria à América Latina: os mecanismos básicos encontram suporte empírico recorrente, mas a região tem especificidades, com maior volatilidade macroeconômica,

instituições partidárias frágeis e alta personalização política que intensificam ou distorcem a relação entre economia e voto.

Campello e Zucco (2016) demonstram que o sucesso presidencial latino-americano está condicionado pelo ciclo econômico internacional, como os preços das commodities e as taxas de juros globais, fatores sobre os quais os presidentes têm controle limitado. Novaes e Schiumerini (2021) mostram que governos se beneficiam de booms de commodities independentemente de mérito de política doméstica, reforçando que parte do chamado voto econômico reflete fatores exógenos. Muinhos e Rodrigues (2025) encontram que inflação e desemprego afetam negativamente a aprovação presidencial, e o PIB positivamente, ainda que com efeitos modestos e pouco consistentes.

2.2 *Accountability* institucional e o choque da Covid-19

A responsabilização eleitoral em presidencialismos depende da capacidade do eleitor de identificar o agente responsável pelo desempenho do governo (Cheibub e Przeworski, 1999). Samuels e Shugart (2010) mostram que o presidencialismo latino-americano gera elevada personalização dessa responsabilização, com o eleitor atribuindo o desempenho primariamente à figura do presidente, não ao partido, apenas três países da amostra permitem reeleição direta do incumbente (Argentina, Brasil e Equador).

Esse quadro institucional interage com o argumento de Achen e Bartels (2016) sobre os limites do *accountability* racional, já apresentado na introdução: crises exógenas de grande escala tendem a gerar punição eleitoral desconectada da variação fina entre países. A Covid-19, ao atingir toda a região com intensidade relativamente independente da competência administrativa de cada governo, embora com respostas de gestão variáveis, torna o período pós-pandemia um caso particularmente fértil para testar se essa punição seguiu o desempenho econômico objetivo ou a percepção subjetiva do eleitorado.

3 DADOS E METODOLOGIA

3.1 Recorte temporal e seleção de casos

O universo desta pesquisa compreende as eleições presidenciais realizadas na América do Sul entre os anos de 2020 e 2025, abarcando o período pandêmico e pós-pandêmico. A seleção fundamenta-se na ocorrência de alternância de poder na última eleição de cada país, garantindo que o mecanismo de punição possa ser observado em sua efetividade. A amostra é restrita a países com

disponibilidade de dados nas três fontes utilizadas que foram os indicadores macroeconômicos, registros eleitorais e ondas do Latinobarômetro, outrossim, a Venezuela foi excluída por ausência de dados eleitorais e econômicos confiáveis.

A unidade de análise é a eleição presidencial, e não o país. Países com mais de um pleito apresentam configurações distintas de variáveis, e tratá-los como unidade única implicaria perda de informação. Cada observação corresponde a um país-eleição (ex.: Bolívia 2020 e Bolívia 2025 como observações distintas).

Quadro 1 - Eleições presidenciais sul-americanas incluídas na amostra (2020-2025)

País	Ano da Eleição	Vencedor	% do Vencedor	Perdedor	% do Perdedor	Venceu o Incumbente ou Opositor
Bolívia	2020	Luis Arce	55,10%	Carlos Mesa	28,83%	Opositor
Chile	2021	Gabriel Boric	55,87%	José Antonio Kast	44,13%	Opositor
Equador	2021	Guillermo Lasso	52,49%	Andrés Arauz	47,51%	Opositor
Peru	2021	Pedro Castillo	50,13%	Keiko Fujimori	49,87%	Opositor
Brasil	2022	Luiz Inácio Lula da Silva	50,90%	Jair Bolsonaro	49,10%	Opositor
Colômbia	2022	Gustavo Petro	50,44%	Rodolfo Hernández	47,31%	Opositor
Argentina	2023	Javier Milei	55,65%	Sergio Massa	44,35%	Opositor
Paraguai	2023	Santiago Peña	43,93%	Efraín Alegre	28,25%	Incumbente
Uruguai	2024	Yamandú Orsi	49,30%	Álvaro Delgado	46,40%	Opositor
Bolívia	2025	Rodrigo Paz	54,50%	Jorge Quiroga	45,40%	Opositor
Chile	2025	José Antonio Kast	58,16%	Jeannette Jara	41,84%	Opositor

Fonte: Elaboração Própria

3.2 Operacionalização das variáveis

3.2.1 Variável dependente

A variável dependente é a derrota do incumbente, binária: 1 quando o partido/coalizão no Executivo perdeu a eleição, 0 quando manteve o governo. Optou-se por definição partidária do incumbente e o resultado é codificado pelo desempenho do partido governante, independentemente de o presidente em exercício ter sido o candidato, com base na perspectiva de que a accountability eleitoral incide primariamente sobre o bloco político que detém o poder (Cheibub e Przeworski, 1999; Samuels e Shugart, 2010).

3.2.2 Bloco A: desempenho macroeconômico objetivo

Captura o desempenho macroeconômico no ano eleitoral, com variáveis como a inflação anual, inflação de alimentos, crescimento real do PIB, taxa de desemprego e saldo da balança comercial (US\$ milhões).

3.2.3 Bloco B: percepção subjetiva (Latinobarômetro)

Cinco variáveis do Latinobarômetro: situação econômica atual do país, situação econômica familiar retrospectiva (12 meses), satisfação econômica prospectiva, segurança alimentar e intenção de voto governo-oposição. A intenção de voto à oposição foi recodificada como dummy binária (1 = oposição; 0 = situação).

3.2.4 Variável de controle

Incluiu-se controle institucional binário – 1 = o próprio presidente concorreu à reeleição; 0 = candidato sucessor, dado que eleições com o titular disputando diretamente apresentam dinâmica distinta (Samuels e Shugart, 2010).

Quadro 2 - Síntese das variáveis, operacionalização e fontes

Variável	Operacionalização	Tipo	Escala	Fonte
inc_opo	Derrota do incumbente	Dependente	0/1	IDEA / órgãos eleitorais
inflacao	Inflação anual (IPC)	Independente	% a.a.	Banco Mundial / CEPAL
alimentos	Inflação de alimentos	Independente	% a.a.	FAO / Banco Mundial
pib	Crescimento real do PIB	Independente	% a.a.	Banco Mundial / FMI
desemprego	Taxa de desemprego	Independente	% força trabalho	OIT / Banco Mundial
bc	Saldo balança comercial	Independente	US\$ milhões	Banco Mundial / CEPAL
econ_atual	Situação econ. atual (país)	Independente	Score 1–5	Latinobarômetro
familia	Situação familiar (12m retrospect.)	Independente	Score 1–5	Latinobarômetro
satisf_econ	Satisfação econ. prosp.	Independente	Score 1–4	Latinobarômetro
seg_alimentar	Segurança alimentar	Independente	Score 1–4	Latinobarômetro
voto_oposicao	Intenção voto à oposição	Independente	0/1	Latinobarômetro

inc_concorreu	Presidente concorreu à reeleição	Controle	0/1	Registros eleitorais
---------------	----------------------------------	----------	-----	----------------------

Nota: As cores indicam blocos: Laranja = Variável dependente; Verde = Bloco A; Amarelo = Bloco B (Latinobarômetro); Rosa = Controle. Fonte: Elaboração Própria.

3.3 Fontes de dados e procedimentos de coleta

Os dados macroeconômicos vêm do Banco de Dados do Banco Mundial (World Development Indicators), da CEPAL e do World Economic Outlook do FMI, com o Banco Mundial como referência em caso de divergência; a inflação de alimentos vem do FAOSTAT. Todos os valores referem-se ao ano calendário do pleito. Os dados de percepção subjetiva vêm das ondas 2020, 2023 e 2024 do Latinobarômetro, casadas a cada eleição pelo critério de proximidade temporal anterior ao pleito (onda 2020 para eleições de 2020–2022; onda 2024 para 2024–2025). As respostas regulares foram recodificadas em escores numéricos crescentes, com valor mais baixo correspondendo à avaliação mais negativa; os valores são médias nacionais sobre respondentes com respostas válidas.

3.4 Estratégia de estimação

3.4.1 Modelo de regressão logística

Dada a natureza binária da variável dependente, adotou-se a regressão logística. O modelo estima a probabilidade de derrota do incumbente por meio da função logit:

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_K X_K \quad (1)$$

onde $p = P(Y = 1)$ é a probabilidade de derrota, β_0 o intercepto e $\beta_1, \dots, \beta_K$ os coeficientes dos preditores $X_1, \dots, X_K$. A probabilidade prevista é obtida pela transformação logística inversa:

$$P(Y = 1) = \frac{e^\eta}{1 + e^\eta}, \quad \eta = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_K X_K \quad (2)$$

Os parâmetros do modelo são estimados por máxima verossimilhança penalizada, cuja função de log-verossimilhança não penalizada é dada por:

$$l(\beta) = \sum_{i=1}^n \quad (3)$$

onde $y_i \in \{0, 1\}$ é o resultado observado para a eleição i e p_i é a probabilidade prevista pelo modelo.

3.4.2 Correção de Firth para amostras pequenas

O tamanho reduzido da amostra ($N = 11$) e a baixa variância na variável dependente criam condições propícias à separação perfeita ou quase perfeita, que produz estimativas enviesadas e intervalos de confiança inflacionados na regressão logística convencional (Albert e Anderson, 1984). Adotou-se a regressão de Firth (Firth, 1993), que penaliza a log-verossimilhança com termo baseado na informação de Fisher:

$$l^*(\beta) = l(\beta) + \frac{1}{2} \ln |I(\beta)| \quad (4)$$

onde $\ell^*(\beta)$ é a log-verossimilhança penalizada, $\ell(\beta)$ é a log-verossimilhança não penalizada (Equação 3) e $|I(\beta)|$ é o determinante da matriz de informação de Fisher. O termo de penalização $\frac{1}{2} \ln |I(\beta)|$ introduz uma contração dos coeficientes em direção a zero, reduzindo o viés sem requerer a exclusão de casos. O estimador de Firth é considerado o procedimento padrão para análise de variáveis binárias com amostras de N inferior a 25 em ciência política comparada (Zorn, 2005; King e Zeng, 2001).

Os resultados dos modelos são reportados como Odds Ratios (OR), que expressam a razão entre as chances de derrota do incumbente para uma variação unitária no preditor, mantidos constantes os demais. O OR é obtido pela exponenciação do coeficiente estimado:

$$OR = e^{\beta} \quad (5)$$

Valores de $OR > 1$ indicam que o aumento na variável preditora eleva as chances de derrota do incumbente; valores de $OR < 1$ indicam redução dessas chances. Os intervalos de confiança foram calculados pelo método de *profile penalized log-likelihood*, preferível aos intervalos de Wald em amostras pequenas por não depender de aproximações assintóticas (Heinze e Schemper, 2002).

3.4.3 Especificação dos modelos

A análise foi conduzida em duas etapas. Na primeira, foram estimados modelos bivariados de Firth para cada preditor individualmente, identificando a associação marginal de cada variável com a derrota do incumbente. Para cada variável macroeconômica e de percepção subjetiva X , estimou-se:

$$\text{logit}(P(\text{inc_opo} = 1)) = \beta_0 + \beta_j \cdot X_j, \quad j = 1, \dots, 5 \quad (6)$$

Dado que a variável de voto à oposição apresentou a associação mais consistente com a variável dependente, seu modelo bivariado é destacado como especificação de referência:

$$\text{logit}(P(\text{inc_opo} = 1)) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{voto_oposicao} \quad (7)$$

Na segunda etapa, estimou-se o modelo multivariado enxuto, composto pelos dois preditores com menor p-valor nos modelos bivariados, sendo *voto_oposicao* e *satisf_econ* — acrescidos do controle teórico *inc_concorreu*:

$$\text{logit}(P(\text{inc_opo} = 1)) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{voto_oposicao} + \beta_2 \cdot \text{satisf_econ} + \beta_3 \cdot \text{inc_concorreu} + \quad (8)$$

A restrição a dois preditores independentes no modelo multivariado foi deliberada: com $N = 11$, a regra empírica de ao menos cinco a dez observações por parâmetro estimado (Harrell, 2001) limita a três o número total de preditores (excluindo o intercepto), sob risco de sobreajuste severo.

O ajuste global do modelo multivariado foi avaliado pelo teste da razão de verossimilhança (LRT), definido como:

$$\chi^2 = -2 (l(M_{\text{restrito}}) - l(M_{\text{completo}})) \quad (9)$$

onde $l(M_{\text{restrito}})$ é a log-verossimilhança do modelo apenas com o intercepto e $l(M_{\text{completo}})$ é a log-verossimilhança do modelo com todos os preditores. Sob H_0 (todos os coeficientes iguais a zero), a estatística χ^2 segue aproximadamente uma distribuição qui-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de preditores no modelo.

3.4.4 Correlações de Spearman

Complementarmente aos modelos de regressão, foram calculadas correlações de Spearman entre cada variável independente e a variável dependente. O coeficiente ρ de Spearman é definido como:

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (10)$$

onde d_i é a diferença entre os postos das duas variáveis para a observação i e n o número de observações. Spearman foi preferido a Pearson por maior robustez a distribuições não normais e valores extremos, ajuste relevante dado o caso argentino, com inflação de 211% em 2023.

3.4.5 Limitações do desenho de pesquisa

Três limitações merecem destaque. Primeira: o $N=11$, com apenas um caso de continuidade, limita severamente o poder estatístico e produz intervalos de confiança amplos. Segunda: a defasagem temporal entre algumas ondas do Latinobarômetro e os respectivos pleitos pode introduzir erro de medição nas variáveis subjetivas. Terceira: Voto na oposição pode ser preditor proximal, não distal, da derrota do incumbente, já que a disposição declarada de votar na oposição pode refletir a mesma avaliação retrospectiva negativa que leva ao voto punitivo, configurando potencial endogeneidade parcial.

4 RESULTADOS

A amostra compreende onze eleições em nove países. Dez resultaram na derrota do incumbente, figurando uma taxa de alternância de cerca de 91%, com o Paraguai (2023) como único caso de continuidade, quando o Partido Colorado manteve o governo com Santiago Peña. Esse padrão supera em muito as taxas históricas de alternância latino-americanas, que variam entre 40% e 60% em décadas anteriores (Mainwaring e Pérez-Liñán, 2013).

Quadro 3 – Médias das variáveis econômicas por resultado eleitoral

Variável	Derrotado (n=9)	Continuidade (n=1)	Diferença
Inflação anual (%)	28,1	3,7	+24,4 pp
Inflação de alimentos (%)	35,5	6,1	+29,4 pp
Crescimento do PIB (%)	4,9	4,7	+0,2 pp
Taxa de desemprego (%)	8,4	5,8	+2,6 pp
LB: Satisfação econ. (1–4)	1,9	1,0	+0,9 pontos
LB: Voto oposição (prop.)	0,89	0,00	+0,89

Nota: Médias calculadas para o ano eleitoral. LB = Latinobarômetro. Onda utilizada: 2020 para eleições de 2020–2022; 2023 para eleições de 2023–2024. pp = pontos percentuais. Fonte: Elaboração Própria.

Chama atenção a diferença nas médias de inflação: derrota, 28,1% versus 3,7% na continuidade, com maior disparidade ainda maior na inflação de alimentos (35,5% vs. 6,1%). Essa diferença descritiva, contudo, não se traduz em associação estatisticamente significativa nos modelos formais, em grande parte porque a Argentina enfrentou 211,4% de inflação em 2023, exercendo influência desproporcional sobre a média do grupo de derrotados como *outlier* severo. O crescimento do PIB praticamente não diferencia os grupos (4,9% vs. 4,7%), sugerindo que o

produto real não foi determinante para o voto punitivo, tendo em vista que em um contexto de recuperação pós-pandemia marcado por crescimento simultâneo à alta inflação, os eleitores parecem ter ponderado os custos de vida acima do crescimento agregado.

A Tabela 1 apresenta as correlações de Spearman entre cada preditor e a variável dependente.

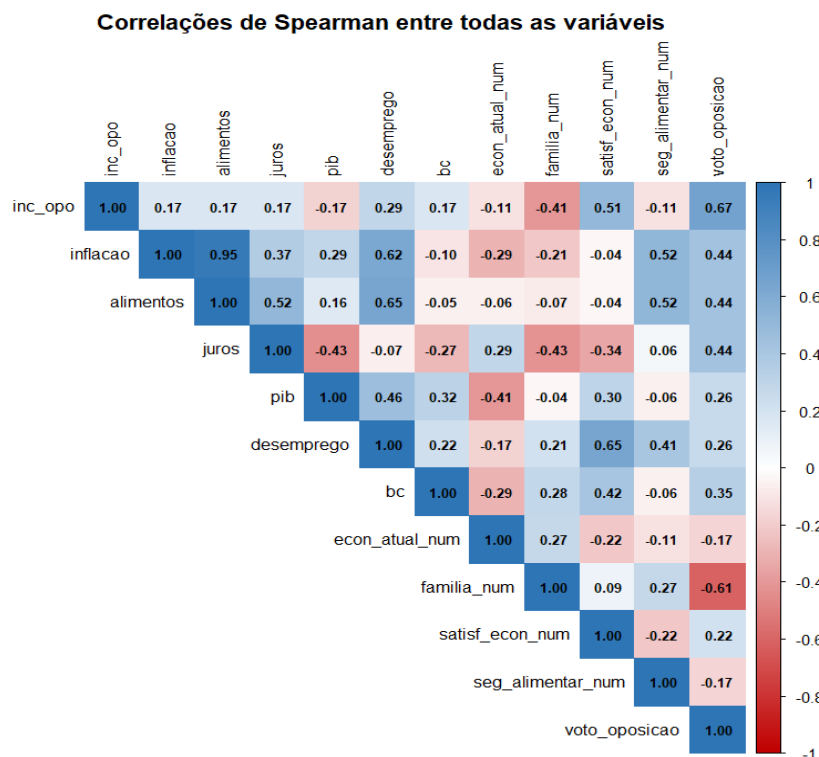
Tabela 1 – Correlações de Spearman com a variável dependente (derrota do incumbente)

Variável	ρ de Spearman	p-valor	Interpretação
Voto oposição (LB)	+0,67	0,035*	Significativo
Satisfação econ. (LB)	+0,51	0,133	Tendência
Situação família – retrospecto (LB)	-0,41	0,242	Não signif.
Taxa de desemprego (%)	+0,29	0,416	Não signif.
Inflação anual (%)	+0,17	0,631	Não signif.
Inflação de alimentos (%)	+0,17	0,631	Não signif.
Crescimento do PIB (%)	-0,18	0,629	Não signif.
Situação econ. atual (LB)	-0,11	0,760	Não signif.
Segurança alimentar (LB)	-0,11	0,760	Não signif.

Nota: * $p < 0,05$. LB = variável proveniente do Latinobarômetro. N = 11. Correlações calculadas pelo método de Spearman com correção para empates. Fonte: Elaboração Própria

O único coeficiente estatisticamente significativo é o de voto à oposição ($\rho = 0,67$; $p = 0,035$): eleições em contextos de inclinação do eleitorado para a oposição associaram-se sistematicamente à derrota do incumbente, desta maneira, sendo consistente com a premissa de que a punição eleitoral é mediada pela avaliação política do eleitor, não uma resposta automática ao desempenho econômico objetivo (Fiorina, 1981; Lewis-Beck e Stegmaier, 2007).

Gráfico 01 - Correlação de Spearman entre as variáveis



Fonte: Elaboração Própria

A satisfação com o funcionamento da economia apresenta correlação de +0,51 ($p = 0,133$) tendência, sem significância. O sinal positivo, aparentemente contra intuitivo, decorre de limitação amostral, pois o único caso de continuidade ocorreu com o Paraguai em 2023, e registrou o *score* mais baixo de satisfação, enquanto a maioria dos casos de derrota registrou "pouco satisfeito". As variáveis macroeconômicas objetivas (inflação, inflação de alimentos, PIB, desemprego, juros e saldo da balança comercial) apresentam correlações entre $-0,18$ e $+0,29$, todas com $p > 0,40$. Isso não implica irrelevância geral dessas variáveis para a política eleitoral, mas sugere que, no recorte pós-pandemia, contextos econômicos muito distintos produziram o mesmo resultado eleitoral.

Tabela 2 – Modelos Firth bivariados: Odds Ratios para derrota do incumbente

Variável	N	OR	IC 95% — Inferior	IC 95% — Superior	p-valor
Voto oposição (LB)	11	17,00	0,61	3,077	0,095
Satisfação econ. (LB)	11	9,00	0,36	1,509	0,182
Situação familiar – retrospect. (LB)	11	0,18	0,001	4,33	0,294
Taxa de desemprego (%)	11	1,31	0,63	3,82	0,463

Inflação anual (%)	11	1,00	0,98	1,02	0,749
Inflação de alimentos (%)	11	1,00	0,98	1,02	0,757
Crescimento do PIB (%)	11	1,00	0,71	1,31	0,992

Nota: $p < 0,10$. OR = Odds Ratio. IC 95% calculado por profile penalized log-likelihood. LB = Latinobarômetro. Todos os modelos incluem o estimador de Firth. N = 11 em todos os modelos. Fonte: Elaboração Própria.

Entre os preditores testados individualmente, apenas voto à oposição aproxima-se da fronteira da significância (OR = 17,0; $p = 0,095$): eleições com inclinação do eleitorado à oposição tiveram *odds* de cerca de 17 vezes maiores de resultar em derrota. O intervalo de confiança é amplo e é reflexo direto do N, mas o limite inferior de 0,61 mantém a direção positiva do efeito mesmo no cenário mais conservador. As demais variáveis não atingem significância em nenhum nível convencional; os ORs macroeconômicos permanecem próximos de 1,00 (entre 0,99 e 1,31).

Tabela 3 – Modelo Firth multivariado: Odds Ratios para derrota do incumbente

Variável	OR	IC 95% — Inferior	IC 95% — Superior	p-valor	Tipo
Voto oposição (LB)	10,24	0,33	2.627	0,180	Preditor
Satisfação econ. (LB)	6,04	0,18	1.664	0,309	Preditor
Incumbente concorreu (0/1)	0,12	0,00	32,7	0,390	Controle
Likelihood Ratio Test (gl = 3)	$\chi^2 = 3,28$	$p = 0,351$		$n = 11$	

Nota: OR = Odds Ratio estimado pelo método de Firth. IC 95% por profile penalized log-likelihood. LB = Latinobarômetro. gl = graus de liberdade do teste de razão de verossimilhança (LRT). Fonte: Elaboração Própria

O modelo multivariado não alcança significância global (LRT: $\chi^2 = 3,28$; gl = 3; $p = 0,351$). Os coeficientes recuam frente aos bivariados, voto à oposição de 17,0 para 10,2; satisfação econômica de 9,0 para 6,0, o que é esperado dado que as duas variáveis compartilham parte da variância (correlação de Spearman de 0,22 entre elas). O controle “incumbente concorreu” apresenta OR = 0,12 ($p = 0,39$), sugerindo que eleições com o próprio presidente concorrendo tendem menos à derrota do que aquelas com candidato sucessor, resultado coerente com a distinção entre *accountability* personalizada e partidária (Cheibub e Przeworski, 1999), apenas Argentina, Brasil e Equador permitem reeleição imediata na amostra. Uma análise de robustez sem o controle produziu coeficientes praticamente idênticos (OR voto oposição = 10,7, $p = 0,172$; OR satisfação econômica = 6,40, $p = 0,293$), confirmando a estabilidade das estimativas.

A leitura conjunta permite alguns achados. Primeiro, a percepção política antecede a punição econômica, outrossim, o preditor mais consistente da derrota é a intenção de voto à oposição e não qualquer variável macroeconômica, compatível com a formulação de Fiorina (1981) do voto como julgamento sumário acumulado ao longo do tempo, e não resposta mecânica a indicadores pontuais.

Segundo, o desempenho econômico objetivo não discrimina os resultados na amostra: inflação, PIB, desemprego, juros e saldo da balança comercial não apresentam associação relevante com a derrota. Isso não significa que a economia seja irrelevante ao voto em geral, mas aponta especificidade do período, visto que um choque pandêmico compartilhado por toda a região, trajetórias econômicas muito distintas produziram o mesmo desfecho eleitoral dominante, sendo condizente com leitura de que crises de saúde pública geram erosão generalizada de legitimidade governamental além da avaliação econômica estrita (Achen e Bartels, 2016).

Terceiro, a exceção paraguaia: único caso de continuidade e, simultaneamente, o caso com condições mais favoráveis ao incumbente, com inflação baixa, eleitorado sem inclinação à oposição, perspectiva econômica familiar levemente positiva. A combinação desses fatores com a dominância histórica do Partido Colorado e a ausência de crise política aguda protegeu o incumbente da onda punitiva regional, funcionando como caso contrafactual que ilumina as condições sob as quais a punição não ocorre.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

As hipóteses H1 e H2, derivadas da teoria do voto econômico (Lewis-Beck e Stegmaier, 2007; 2013; Muinhos e Rodrigues, 2025), não encontram suporte empírico e nem a inflação anual nem o desemprego apresentam associação estatisticamente relevante com a derrota do incumbente. Esse resultado contrasta com evidências internacionais que associam indicadores macroeconômicos à punição eleitoral (Powell e Whitten, 1993; Lewis-Beck e Stegmaier, 2007; 2013), o que estimula buscar explicações além da simples não significância estatística.

Uma explicação plausível situa-se no choque pandêmico. Achen e Bartels (2016) argumentam que crises exógenas de grande escala tendem a gerar punição eleitoral generalizada, relativamente desconectada da variação fina entre países nos indicadores econômicos. A amostra é compatível com essa leitura: países com inflação superior a 200% a.a., como a Argentina, e países com inflação de um dígito, como o Uruguai, convergiram para o mesmo desfecho que foi a derrota do incumbente, sugerindo que a magnitude do choque pandêmico operou como lastro comum de insatisfação, acima das diferenças de desempenho macroeconômico, que neste momento específico perderam poder punitivo. O padrão também é consistente com Campello e Zucco (2016) e Novaes e

Schiumerini (2021) sobre a sensibilidade do desempenho presidencial latino-americano a fatores exógenos ao controle do governo: se a popularidade presidencial na região já é parcialmente refém de ciclos econômicos internacionais em tempos normais, é razoável esperar que um choque de proporção ainda maior produza efeito punitivo que se sobreponha às diferenças domésticas de gestão econômica.

As hipóteses H3 e H4, derivadas da versão subjetiva e mediada da teoria (Fiorina, 1981; Kinder e Kiewiet, 1981; Mackuen, Erikson e Stimson, 1992), não encontram confirmação direta nos coeficientes da satisfação econômica, não se constatando, portanto, evidência substantiva contra a hipótese. H4, por sua vez, é a hipótese com o suporte empírico mais consistente, embora essa associação perdeu significância convencional nos modelos de Firth, e o modelo multivariado como um todo não atinge significância global.

Interpreta-se essa oscilação como decorrência esperada do tamanho amostral reduzido (N=11) e dos intervalos de confiança consequentemente amplos, e não como evidência de reversão do efeito. Essa leitura deve, contudo, ser tratada como exploratória, e a ausência de significância não confirma o efeito, apenas impede rejeitar H_0 com confiança dado o poder estatístico disponível.

Esse padrão apresenta-se intrigante: a oscilação de significância de H4 entre especificações, somada à não confirmação de H1 e H2, sugere que o mecanismo de transmissão entre a condição econômica e o voto punitivo, no contexto sul-americano pós-pandemia, não operou de forma direta, mas de forma mediada por um julgamento político já consolidado no momento da coleta do survey. Ainda que a robustez estatística desse achado seja limitada pelo tamanho amostral, a direção e a magnitude do efeito, mais do que sua significância pontual em cada especificação, sustentam essa leitura interpretativa. Em outras palavras, os dados sugerem que a percepção política do eleitorado funcionou como uma variável que incorpora avaliações econômicas, sanitárias e de gestão de crise de forma simultânea, alinhada à lógica do voto como julgamento sumário proposta por Fiorina (1981), mais do que a um modelo de resposta mecânica a algum indicador específico.

Os achados contribuem para a literatura. Primeiro, qualificam empiricamente o argumento de Powell e Whitten (1993) sobre a clareza de responsabilidade em condições normais, a atribuição de responsabilidade depende da configuração institucional de cada país, mas em condições de choque exógeno compartilhado e de grande magnitude essa atribuição pode tornar-se mais homogênea entre países, dado que o evento causador da insatisfação era igualmente identificável e politicamente saliente em todos os contextos nacionais, independentemente do desenho institucional específico. Segundo, o estudo aproxima-se da crítica de Achen e Bartels (2016) ao *accountability*,

qualificando-a para o contexto latino-americano: não que o eleitor sul-americano tenha atribuído à pandemia uma causalidade equivocada, mas que a percepção política resultante da experiência pandêmica parece ter se tornado o verdadeiro objeto de julgamento eleitoral, deslocando o foco do indicador econômico para uma avaliação política mais ampla e difusa do governo. Terceiro, o estudo qualifica o diagnóstico de Martins (2013) sobre as especificidades regionais do voto econômico no período pós-pandemia, a percepção política do eleitorado parece ter antecedido, e não apenas refletido, o desempenho macroeconômico na explicação do voto punitivo, padrão que merece investigação mais aprofundada.

Este artigo investigou os determinantes da punição eleitoral aos incumbentes sul-americanos entre 2020 e 2025, período com taxa de alternância, cerca de 91% entre onze pleitos. Ao testar as quatro hipóteses derivadas do voto econômico retrospectivo, do *accountability* eleitoral e dos efeitos políticos de crises exógenas, o estudo encontrou suporte mais consistente para a hipótese relativa à intenção de voto à oposição, enquanto inflação, desemprego e PIB não apresentaram resultados significativos em nenhuma especificação.

O argumento central é que essa configuração de resultados é compatível com a hipótese de que o choque pandêmico produziu disposição punitiva ao incumbente relativamente desassociado do desempenho macroeconômico de cada país. Essa interpretação não invalida a relevância da economia para o comportamento eleitoral latino-americano, mas sugere que, em contextos de choque exógeno de grande magnitude e alcance regional, a percepção política consolidada do eleitorado pode se tornar preditor mais direto do voto do que os indicadores econômicos tomados isoladamente. Os achados aqui apresentados constituem convites a futuras investigações que, com amostras mais amplas e desenhos de identificação mais robustos, aprofundem a compreensão dos mecanismos econômicos, políticos e perceptivos por trás desse padrão eleitoral sem precedentes na história democrática recente da região.

DECLARAÇÃO SOBRE O USO DE INTELIGÊNCIA ARTIFICIAL

Durante a elaboração deste trabalho, os autores utilizaram a ferramenta Claude Sonnet 5 (Anthropic) como auxílio na revisão de códigos em linguagem R previamente escritos, com o objetivo de verificar a correção da implementação e validar a adequação da escolha metodológica adotada. A decisão sobre a especificação do modelo e o caminho analítico seguido foi definida pelos autores com base em fundamentação teórica e estatística própria; a ferramenta de IA foi empregada como instrumento adicional de verificação, não como fonte da decisão metodológica. Todo o código

e as escolhas analíticas foram revisados e validados pelos autores, que assumem total responsabilidade pela correção, adequação metodológica e resultados das análises apresentadas.

REFERÊNCIAS

ACHEN, Christopher H.; BARTELS, Larry M. **Democracy for realists: why elections do not produce responsive government**. Princeton: Princeton University Press, 2016.

ALBERT, Adelin; ANDERSON, J. A. On the existence of maximum likelihood estimates in logistic regression models. **Biometrika**, v. 71, n. 1, p. 1-10, 1984.

ALESINA, A.; CIMINELLI, G.; FURCERI, D.; SAPONARO, G. Austerity and elections. **Economica**, v. 91, n. 363, p. 1075-1099, 2024.

CAMPELLO, Daniela; ZUCCO JUNIOR, Cesar. Presidential success and the world economy. **The Journal of Politics**, v. 78, n. 2, p. 1-14, 2016.

CHEIBUB, José Antônio; PRZEWORSKI, Adam. Democracy, elections, and accountability for economic outcomes. In: PRZEWORSKI, A.; STOKES, S. C.; MANIN, B. (org.). **Democracy, accountability, and representation**. New York: Cambridge University Press, 1999. p. 222-250.

ESAIASSON, Peter et al. How the coronavirus crisis affects citizen trust in institutions and in unknown others: evidence from 'the Swedish experiment'. **European Journal of Political Research**, v. 60, n. 3, p. 748-760, 2021.

FIORINA, Morris P. **Retrospective voting in American national elections**. New Haven: Yale University Press, 1981.

FIRTH, David. Bias reduction of maximum likelihood estimates. **Biometrika**, v. 80, n. 1, p. 27-38, 1993.

HARRELL, Frank E. **Regression modeling strategies: with applications to linear models, logistic regression, and survival analysis**. New York: Springer-Verlag, 2001.

HEINZE, Georg; SCHEMPER, Michael. A solution to the problem of separation in logistic regression. **Statistics in Medicine**, v. 21, n. 16, p. 2409-2419, 2002.

KINDER, Donald R.; KIEWIET, D. Roderick. Sociotropic politics: the American case. **British Journal of Political Science**, v. 11, n. 2, p. 129-161, 1981.

KING, Gary; ZENG, Langche. Logistic regression in rare events data. **Political Analysis**, v. 9, n. 2, p. 137-163, 2001.

LEWIS-BECK, Michael S.; STEGMAIER, Mary. Economic models of voting. In: SEMINARIO DE INVESTIGACIÓN, 75., 2007, Madrid. **Estudio/Working Paper**. Madrid: UAM, 2007. p. 1-23.

LEWIS-BECK, Michael S.; STEGMAIER, Mary. The VP-function revisited: a survey of the literature on vote and popularity functions after over 40 years. **Public Choice**, v. 157, n. 3-4, p. 367-385, 2013.

LIJPHART, Arend. Comparative politics and the comparative method. **American Political Science Review**, v. 65, n. 3, p. 682-693, 1971.

MACKUEN, Michael B.; ERIKSON, Robert S.; STIMSON, James A. Peasants or bankers? The American electorate and the U.S. economy. **American Political Science Review**, v. 86, n. 3, p. 597-611, 1992.

MAINWARING, Scott; PÉREZ-LIÑÁN, Aníbal. **Democracies and dictatorships in Latin America**: emergence, survival, and fall. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.

MARTINS, Flávia Bozza. O voto econômico na América Latina: estado da arte. **Paraná Eleitoral**, v. 2, n. 3, p. 441-461, 2013.

MUINHOS, Marcelo Kfoury; RODRIGUES, Matheus. Impacto das variáveis macroeconômicas na aprovação presidencial. **Estudos Econômicos**, v. 55, n. 4, p. e53575541, 2025.

MUNCK, Gerardo L.; MØLLER, Jørgen; SKAANING, Svend-Erik. Conceptualization and measurement: basic distinctions and guidelines. In: CURINI, L.; FRANZESE, R. (orgs.). **The SAGE handbook of research methods in political science and international relations**. London: SAGE, 2020. p. 331-352.

NOVAES, Lucas; SCHIUMERINI, Luis. Replication data for commodity shocks and incumbency effects. **Harvard Dataverse**, 2021.

PENG, Chao-Ying Joanne; LEE, Kuk Lida; INGERSOLL, Gary M. An introduction to logistic regression analysis and reporting. **The Journal of Educational Research**, v. 96, n. 1, p. 3-14, 2002.

PEPINSKY, Thomas B. The return of the single-country study. **Annual Review of Political Science**, v. 22, p. 187-203, 2019.

POWELL, G. Bingham; WHITTEN, Guy D. A cross-national analysis of economic voting: taking account of the political context. **American Journal of Political Science**, v. 37, n. 2, p. 391-414, 1993.

SAMUELS, David J.; SHUGART, Matthew S. **Presidents, parties, and prime ministers**: how the separation of powers affects party organization and behavior. Cambridge: Cambridge University Press, 2010.

SLATER, Dan; ZIBLATI, Daniel. The enduring indispensability of the controlled comparison. **Comparative Political Studies**, v. 46, n. 10, p. 1301-1327, 2013.

ZORN, Christopher. A solution to separation in binary response models. **Political Analysis**, v. 13, n. 2, p. 157-170, 2005.

DECLARAÇÃO DE DISPONIBILIDADE DE DADOS DA PESQUISA: O conjunto de dados de apoio aos resultados deste estudo não está disponível ao público.

FINANCIAMENTO: O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES), por meio de bolsa concedida a uma das autoras. (Processo nº 88887.276145/2026-00)

CONTRIBUIÇÃO DAS/DOS AUTORES/AS:

Carolina Zambiasi da Silva: Conceituação; Investigação; Curadoria de dados; Redação.

Augusto Ribeiro da Silva: Conceituação; Metodologia; Curadoria de dados; Análise formal; Software; Validação; Redação.

Marcella de Miranda Gallo: Redação - revisão e edição.

Mariana Mussato: Redação - revisão e edição.

DECLARAÇÃO DE CONFLITO DE INTERESSE: Os autores declaram que não há conflito de interesses a mencionar.

MINIBIOGRAFIAS DOS AUTORES:

Carolina Zambiasi da Silva é cientista social pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) e mestranda em Ciência Política pela Universidade Federal de São Carlos (PPGPol/UFSCar).

Augusto Ribeiro da Silva é economista e mestre em Economia pela Universidade Estadual de Maringá (UEM), atualmente doutorando em Ciência Política pela Universidade Federal de São Carlos (PPGPol/UFSCar).

Marcella de Miranda Gallo é bacharelanda em Ciências Sociais pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCar).

Mariana Mussato é bacharelanda em Ciências Sociais pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCar).

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.