

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

Listas fechadas e representação de mulheres: uma comparação entre Brasil e Colômbia (2014-2022)

Andrea Valentina Carreño Gutiérrez, Julián Andrés Sarmiento Herrera

<https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.17387>

Submetido em: 2026-08-15

Postado em: 2026-08-21 (versão 1)

(AAAA-MM-DD)

LISTAS FECHADAS E REPRESENTAÇÃO DE MULHERES: UMA COMPARAÇÃO ENTRE BRASIL E COLÔMBIA (2014-2022)

Andrea Valentina Carreño Gutiérrez

ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-3123-5040>

andreavcg@estudante.ufscar.br

Programa de Pós-Graduação em Ciência Política, Universidade Federal de São Carlos
(UFSCar). São Carlos, SP, Brasil.

Julián Andrés Sarmiento Herrera

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3571-3396>

julian@estudante.ufscar.com

Programa de Pós-Graduação em Ciência Política, Universidade Federal de São Carlos
(UFSCar). São Carlos, SP, Brasil.

RESUMO

Este artigo analisa as variáveis que explicam as diferenças na representação parlamentar de mulheres no Brasil e na Colômbia, países com cota legal de 30%, representação proporcional e ausência de mandato de posição. Apesar desse marco comum, a Colômbia sustenta percentuais de mulheres eleitas consistentemente superiores em 2014, 2018 e 2022. A análise descarta explicações alternativas, como o financiamento com perspectiva de gênero e mecanismos de sanção. A variável determinante detectada foi o tipo de lista: o Brasil admite exclusivamente listas abertas; a Colômbia permite escolher entre lista aberta e lista fechada. Se demonstra que a lista fechada compensa as desigualdades de financiamento em sistemas sem mandato de posição, ao transferir do candidato ao partido a responsabilidade de ordenar as candidaturas; e se oferece evidência de que essa variável explica a vantagem colombiana. A metodologia combina um desenho de sistemas mais similares (MSSD) com variação intracolombiana e regressão logística agrupada. Os resultados mostram que a lista fechada multiplica por 2,14 a probabilidade de que uma cadeira seja ocupada por uma mulher ($\beta = 0,7585$; OR = 2,14), com impacto de 16,2 pontos percentuais.

Palavras-chave: sub-representação parlamentar, cota legal de gênero, listas fechadas, Brasil, Colômbia.

CLOSED LISTS AND WOMEN'S REPRESENTATION: A COMPARISON BETWEEN BRAZIL AND COLOMBIA (2014-2022)

ABSTRACT

This article analyzes the variables that explain the differences in women's parliamentary representation in Brazil and Colombia, countries with a 30% legal quota, proportional representation, and no position-based mandates. Despite this common framework, Colombia has consistently had higher percentages of elected women in 2014, 2018, and 2022. The analysis rules out alternative explanations, such as gender-sensitive funding and sanction mechanisms. The determining variable identified was the type of ballot list: Brazil allows only open lists; Colombia allows a choice between open and closed lists. The study demonstrates that closed lists offset funding inequalities in systems without positional mandates by shifting the responsibility for ranking candidates from the candidate to the party; it also provides evidence that this variable explains Colombia's advantage. The methodology combines a most-similar systems design (MSSD) with intra-Colombian variation and clustered logistic regression. The results show that closed lists increase the probability that a seat will be held by a woman by a factor of 2.14 ($\beta = 0.7585$; OR = 2.14), with an impact of 16.2 percentage points.

Keywords: parliamentary under-representation, legal gender quota, closed lists, Brazil, Colombia.

INTRODUÇÃO

As cotas de gênero são uma das principais estratégias institucionais contra a sub-representação política das mulheres na América Latina. Desde os anos 1990, vários países estabeleceram percentuais mínimos de candidaturas femininas. Contudo, a cota formal não garante aumento proporcional de eleitas: sua efetividade depende do desenho da cota e do sistema eleitoral.

O Brasil ocupa a posição 133 no ranking mundial de representação parlamentar de mulheres, com 18% das cadeiras da Câmara dos Deputados e 19,8% do Senado; a Colômbia ocupa a posição 75, com 29,4% na Câmara dos Representantes e 31,4% no Senado. Ambos

permanecem abaixo da média regional de 31,3% (União Interparlamentar, 2026). Os dois países adotam representação proporcional, cota legal de 30% para candidaturas de mulheres e nenhum mandato de colocação que assegure posições competitivas. Apesar desse marco comum, a Colômbia apresenta percentuais superiores de mulheres eleitas nas duas câmaras, sobretudo em 2022.

O contraste é relevante porque algumas regras parecem favorecer o Brasil: financiamento mais estrito para candidaturas de mulheres, autoridade eleitoral ativa contra candidaturas fictícias e aplicação mais ampla da cota. Na Colômbia, a cota exclui parte dos distritos da Câmara, o financiamento é majoritariamente privado e não há obrigação de distribuir diretamente fundos de campanha às candidatas. Ainda assim, seus resultados são melhores. Por tanto, a pergunta central é: que variável explica a diferença na eleição de mulheres ao Congresso entre Brasil e Colômbia?

A hipótese sustenta que, sem mandato de colocação, o tipo de lista eleitoral adquire papel decisivo. Listas fechadas favorecem a eleição de mulheres ao reduzir a competição individualizada e transferir aos partidos a ordenação das candidaturas. Em listas abertas, candidaturas disputam votos, visibilidade e recursos, reproduzindo desigualdades de gênero no financiamento e nas redes partidárias. O Brasil admite apenas listas abertas; a Colômbia permite aos partidos escolher entre listas abertas e fechadas, produzindo variação entre partidos, câmaras e eleições.

Este artigo apresenta, primeiro, o debate sobre representação descritiva e substantiva; depois, revisa as variáveis institucionais associadas às cotas e compara seus desenhos no Brasil e na Colômbia. Em seguida, expõe a estratégia metodológica e analisa as eleições colombianas de 2014, 2018 e 2022, com atenção ao tipo de lista utilizado pelos partidos. Por fim, interpreta os resultados e discute os limites da hipótese.

1. TEORIAS DA REPRESENTAÇÃO POLÍTICA

Em sua obra fundamental publicada em 1967, *The Concept of Representation*, Hanna Pitkin propõe quatro dimensões inter-relacionadas para compreender a representação política: formalística, descritiva, simbólica e substantiva. A primeira consiste nos aspectos institucionais e nas regras procedimentais da relação entre representante e representado. Em sua dimensão descritiva, a representação fundamenta-se na semelhança entre os representantes e aqueles que representam. Pitkin (1967) critica esse enfoque por se

concentrar excessivamente em quem são os representantes, e não no que eles efetivamente fazem. Por sua vez, a representação simbólica ocorre a partir da construção de um símbolo comum ou da exaltação dos valores que identificam os representados.

Por fim, a representação substantiva, *acting for*, é a dimensão que, para Pitkin (1967), constitui o núcleo da representação política. Ela se define pelas ações do representante voltadas à defesa dos interesses de seus eleitores de maneira responsiva e eficiente. Portanto, um corpo é representativo fundamentalmente pela qualidade e pelo conteúdo da atividade dos representantes na defesa dos interesses dos representados.

Phillips (1995) critica esta visão ao considerar que define a representação apenas em termos do conteúdo das ideias, independentemente de quem as enuncia. Segundo a autora, tal enfoque é insuficiente para satisfazer as demandas de presença de grupos historicamente sub-representados na democracia. Ao separar as ideias da identidade de quem as formula, ignora-se que existem interesses compartilhados cuja representação efetiva também depende da presença física.

Nesse cenário, surge a política da presença (Phillips, 1995) como forma de garantir a incorporação das vivências e dos interesses de grupos socialmente marginalizados, cujas preocupações raramente são refletidas nas decisões tomadas sob a visão do grupo dominante. Nesse sentido, Phillips (1995) responde à crítica de Pitkin (1967) sobre a representação descritiva e sustenta que a presença física de determinados grupos sociais com demandas específicas é uma condição prévia para assegurar a representação substantiva.

Young (2000) aprofunda esse argumento a partir de uma perspectiva que incorpora as interseções de gênero, raça e classe. A autora questiona a existência de um sujeito universal e neutro, pois essa concepção liberal dissolve diferenças e desigualdades estruturais entre grupos humanos, contribuindo para perpetuar a exclusão política. Para Young (2000), embora ideias e interesses possam ser representados por qualquer pessoa que os compartilhe, o mesmo não ocorre com a perspectiva social, cuja definição deriva da posição ocupada pelo indivíduo na estrutura social e das experiências ali originadas. Portanto, somente as mulheres podem representar substantivamente a posição social e a experiência de ser mulher em sociedades patriarcais.

O caminho aberto por autoras feministas como Young (2000) e Phillips (1995) contribuiu para que a sub-representação de grupos sociais, particularmente das mulheres, se tornasse uma preocupação democrática relevante. A partir dessa problematização, surgiu a

necessidade de desenvolver ações afirmativas voltadas a fomentar a presença física e, com isso, reduzir progressivamente a brecha de gênero nos corpos de representação. Entre essas medidas, as cotas de gênero se destacam como o principal mecanismo institucional para promover a participação política das mulheres na vida pública, particularmente nos parlamentos.

2. VARIÁVEIS INSTITUCIONAIS ASSOCIADAS À EFETIVIDADE DAS COTAS

Para os fins deste trabalho, concentraremos-nos na tipologia de cotas de gênero mais amplamente difundida na maioria dos países: as cotas legais de gênero implementadas a partir dos anos 1990, caracterizadas por estabelecer constitucional ou legalmente a inclusão obrigatória de um percentual mínimo (entre 20% e 50%) de mulheres nas listas eleitorais dos partidos.

A literatura sobre a efetividade das cotas legais de gênero é consistente ao sinalar que o êxito dessas medidas depende da interação entre variáveis do sistema eleitoral e características do desenho institucional da cota. No primeiro conjunto de variáveis, observa-se que os sistemas de representação proporcional com alta magnitude distrital e listas fechadas são significativamente mais favoráveis à eleição de mulheres.

No caso dos sistemas de representação proporcional (RP), demonstrou-se que, em distritos plurinominais nos quais há maior quantidade de cadeiras em disputa, os partidos tendem a apresentar listas mais extensas e diversas de candidatos, o que amplia as oportunidades de ingresso de mulheres nas listas (Matland e Taylor, 1997). Esse efeito é potencializado pela magnitude do distrito, pois quanto maior o número de cadeiras em competição, maiores são as probabilidades de que mulheres ocupem uma delas, em comparação com distritos pequenos nos quais os partidos costumam priorizar candidaturas masculinas por serem consideradas mais seguras (Matland, 2002; Norris, 2006).

Quanto à incidência do tipo de lista, as listas fechadas costumam associar-se a maior sucesso das candidaturas de mulheres (Htun e Jones, 2002; Krook, 2009; Tula, 2015), em comparação com as listas abertas, caracterizadas por promover o protagonismo de candidatos individuais em detrimento do partido (Katz, 1986) e por estimular a competição intrapartidária. Essa dinâmica prejudica as candidaturas femininas, na medida em que elas

contam com menos recursos financeiros e menor visibilidade midiática em comparação com seus colegas homens (Htun e Jones, 2002).

Spohr *et al.* (2016), corrobora esse argumento ao comparar países latino-americanos com sistemas eleitorais de listas abertas e listas fechadas com cotas de gênero obrigatórias, além de um grupo de países sem cotas. Os achados demonstram que países com listas fechadas e cotas de gênero apresentam melhores resultados de participação de mulheres no Legislativo. No mesmo sentido, Jones, Alles e Tchintian (2012) assinalam que as mulheres têm mais possibilidades de ser eleitas em sistemas de cotas com mandato de colocação quando se utilizam listas fechadas em lugar de listas abertas.

Quanto às características intrínsecas ao desenho da cota, a literatura sugere que o tamanho (percentual obrigatório de mulheres nas listas eleitorais), a existência de um mandato de posição (exigência de posicionar candidatas em lugares competitivos das listas) e os mecanismos de sanção aplicados aos partidos que descumpram a regra são variáveis que condicionam substancialmente seu alcance (Schwindt-Bayer, 2015).

Após a adoção da primeira onda de cotas de gênero, na maioria dos países latino-americanos foram implementadas leis que garantiam um piso mínimo de 30% de mulheres nas listas eleitorais. Posteriormente, alguns países, como México e Costa Rica, fortaleceram suas legislações ao adotar um modelo paritário que exige 50% de participação de mulheres nas listas de candidaturas (Chaves, 2019).

A esse respeito, Slaviero, (2021) demonstra que desenhos paritários ou próximos de 50% tendem a ser mais efetivos, especialmente quando não deixam margens de evasão. Caminotti e Freidenberg (2016), por exemplo, mostram que, na Argentina, a fortaleza do tamanho da cota correlaciona-se positivamente com a eleição de mulheres, enquanto no México o impacto foi heterogêneo em razão de debilidades legais ou válvulas de escape usadas pelos partidos para evitar a aplicação da cota.

A segunda variável, e a mais robusta na literatura, é o mandato de posição, que obriga os partidos a situar mulheres em lugares com possibilidades reais de eleição (lugares elegíveis) e não apenas em posições simbólicas ao final das listas. Jones, Alles e Tchintian (2012) sustentam que cotas bem desenhadas têm maior impacto quando obrigam a posicionar mulheres em lugares elegíveis, especialmente em sistemas proporcionais com listas fechadas.

Corrêa e Chaves (2020) ampliam esse argumento e mostram que os mandatos de colocação também podem melhorar a efetividade em listas abertas, embora por mecanismos distintos: em listas fechadas operam de forma mecânica, porque a ordem da lista determina a eleição; em listas abertas operam de forma mais psicológica ou estratégica, ao aumentar a visibilidade e os sinais partidários sobre candidatas. Archenti e Tula (2008) assinalam que a alternância estrita (lista em zíper) é o desenho mais robusto, pois impede o cumprimento meramente burocrático, no qual os partidos repetem o mandato mínimo de uma mulher a cada dois homens, limitando o avanço real.

Quanto à existência de sanções fortes e aplicáveis, Schwindt-Bayer (2010) identifica sanções fracas e fortes. Estas últimas dependem de instituições de monitoramento independentes, com capacidade de invalidar listas que não cumpram os requisitos da cota e de negar a inscrição de todas as candidaturas em conjunto. Nesse sentido, Tula (2015) comprova que a sanção mais efetiva é a rejeição das listas, pois sanções monetárias costumam ser absorvidas pelos partidos como mais um custo de campanha, enquanto a impossibilidade de competir obriga os partidos a cumprir a cota. Chaves (2019) destaca que, em países com tribunais eleitorais ativos (como Costa Rica ou México), nos quais se denunciam irregularidades e se assegura o cumprimento, a efetividade das leis paritárias aumenta drasticamente.

Mais recentemente, o financiamento eleitoral foi incorporado como variável decisiva. Sacchet e Speck (2012) determinaram que o financiamento é o principal fator que explica a brecha de representação, ao afirmar que as mulheres necessitam, em média, de mais dinheiro que os homens para serem eleitas, possivelmente para compensar preconceitos do eleitorado. Posteriormente, Sacchet (2018) e Alves, Sacchet e Matheus (2023) comprovaram que o acesso desigual a recursos limita a eficácia das cotas, pois em sistemas de voto preferencial ou lista aberta, nos quais cada candidatura compete por visibilidade própria, a falta de dinheiro afeta diretamente a possibilidade de eleição. O impacto do financiamento é tão forte que, quando as candidatas conseguem arrecadar receitas significativamente altas, o gênero deixa de ser um obstáculo para a eleição (Araújo e Borges, 2012), o que reforça que a sub-representação é um problema de recursos materiais e não de capacidade.

2.1 Cota de gênero no Brasil

O desenho brasileiro tem origem na Lei n.º 9.100, de 29 de setembro de 1995, a primeira a estabelecer uma reserva de 20% das candidaturas para mulheres no interior das

listas apresentadas pelos partidos (Brasil, 1995). Posteriormente, a Lei n.º 9.504, de 30 de setembro de 1997, estabeleceu uma cota mínima de 30% e máxima de 70% para candidaturas de cada sexo (Brasil, 1997). Em 2009, a Lei n.º 12.034 introduziu uma reforma central: substituiu a expressão "deverá reservar" por "preencherá" e, além disso, penalizou o descumprimento com a rejeição das listas (Brasil, 2009), o que obrigou os partidos a aplicar a cota, em contraste com a regulação anterior, que permitia evasões por funcionar como uma simples recomendação. Atualmente, a cota de gênero no Brasil não exige mandato de colocação, de modo que os partidos são livres para definir a posição das mulheres nas listas.

Embora o Brasil tenha sido um dos países pioneiros na implementação de cotas de gênero, a regulação inicial não teve efeitos significativos sobre a representação das mulheres no Congresso. A baixa efetividade foi atribuída à fragilidade da lei, cuja redação original não obrigava os partidos a implementá-la. Por isso, somente após 2010, com a adoção da minirreforma eleitoral, observou-se um aumento substantivo no número de candidaturas femininas para as vagas da Câmara dos Deputados, que passou de 12,8% em 2006 para 22,19% em 2010 e 31,81% em 2014 (Alves, Sacchet e Matheus, 2023).

Apesar do aumento das candidaturas femininas, a taxa de mulheres eleitas permaneceu estagnada: em 2014, de 29,4% de candidatas a deputadas federais, apenas 9,9% foram eleitas, em comparação com 8,8% de deputadas eleitas sobre um total de 19,1% de candidatas em 2010. Isso expressa, paradoxalmente, um retrocesso na taxa de conversão de candidaturas de mulheres em cadeiras efetivas (Sacchet, 2018).

Para explicar esse fenômeno, Sacchet (2018) sugere uma combinação de variáveis que afetam negativamente a eleição de mulheres no cenário brasileiro: o sistema eleitoral proporcional de lista aberta e regras permissivas sobre gastos de campanha. A lista aberta, ao promover o voto em candidatos individuais, aumenta a importância do financiamento para a construção de candidaturas competitivas. Assim, candidatos com mais recursos naturalmente têm vantagem significativa sobre candidaturas cujo financiamento tende a ser menor, como ocorre com frequência no caso das mulheres.

Somente nas eleições legislativas de 2018 a tendência negativa de candidaturas femininas sem êxito eleitoral pareceu modificar-se. Naquele ano, a proporção de candidatas foi de 32%, o que se refletiu em 15% de cadeiras ocupadas por mulheres na Câmara dos Deputados. Isso representou um aumento de 51% em relação às eleitas no período anterior. Segundo Alves, Sacchet e Matheus (2023), tal mudança esteve vinculada a uma série de

modificações nas regras de financiamento eleitoral. A primeira delas foi a decisão do Supremo Tribunal Federal (STF) de proibir o financiamento empresarial de campanhas em 2015.

Com o objetivo de compensar essas fontes de financiamento, em 2017 o Congresso criou o Fundo Especial de Financiamento de Campanha (FEFC). Já em 2018, o Supremo Tribunal Federal (STF) declarou inconstitucional um limite prévio que fixava um máximo de 15% de recursos para mulheres e, em seu lugar, determinou que os partidos deveriam destinar recursos de maneira proporcional ao número de candidatas, com mínimo obrigatório de 30% do Fundo Partidário. Após a decisão do STF, o Tribunal Superior Eleitoral (TSE) respondeu à Consulta n.º 0600252-18 e ampliou essas regras ao estabelecer que 30% dos recursos do FEFC e 30% do tempo de propaganda gratuita em rádio e televisão também deveriam ser destinados exclusivamente às candidaturas de mulheres (Alves, Sacchet e Matheus, 2023).

No campo das sanções, além da rejeição das listas que descumpram a cota mínima de 30% de candidaturas femininas, o Tribunal Superior Eleitoral (TSE) também aplicou penalizações drásticas aos partidos que se apresentaram com candidaturas femininas fictícias, como a anulação total das listas, sob o entendimento de que todos os membros do partido participam e se beneficiam da fraude. Nesse contexto, o Tribunal chegou inclusive a anular todos os votos recebidos pelo partido ou pela coalizão, junto com a cassação dos diplomas de todos os candidatos da lista (Travincas e Lula, 2023).

Em conclusão, a cota de gênero no Brasil combina um tamanho de 30% de participação obrigatória de mulheres nas listas eleitorais, sem mandato de alternância, com sanções fortes e mecanismos recentes e estritos de financiamento de candidaturas femininas.

2.2 Cota de gênero na Colômbia

Na Colômbia, a primeira medida foi a Lei 581 de 2000, que estipulou que pelo menos 30% dos cargos de máximo nível decisório nas entidades dos três poderes públicos deveriam ser ocupados por mulheres (Colômbia, 2000). No entanto, seu alcance ficou restrito a cargos de designação nos níveis decisórios dos poderes Executivo e Judiciário, depois que foi declarado inexecutável o artigo que a aplicava a cargos de eleição popular, por considerar-se que violava o direito à livre organização interna dos partidos (Corte Constitucional de Colômbia, 2000). Posteriormente, a Lei 1475 de 2011 introduziu uma cota de gênero aplicável a listas partidárias, sem contemplar o mandato de colocação. Essa lei exige

participação mínima de 30% de mulheres nas listas em que se elejam 5 ou mais cadeiras para corporações de eleição popular, como requisito formal para a inscrição das listas (Colômbia, 2011). Contudo, ao limitar sua aplicação apenas aos distritos mais povoados, deixou de fora as circunscrições pequenas. Isto é, em 19 das 33 circunscrições territoriais (58%) não é obrigatória a participação de mulheres nas listas (Sarmiento e Salazar, 2022). Portanto, em 58% dos distritos colombianos é possível apresentar listas compostas integralmente por homens.

A Lei 1475 de 2011 também incluiu uma medida modesta de financiamento de campanhas com enfoque de gênero, segundo a qual 5% do financiamento estatal deve ser distribuído entre os partidos e movimentos políticos com personalidade jurídica de maneira proporcional às mulheres eleitas (Colômbia, 2011). Ou seja, reconhece-se um estímulo econômico aos partidos que consigam eleger mais mulheres. No entanto, como a norma não contempla uma destinação específica, na prática esses recursos não são usados para fortalecer novas lideranças femininas, mas para cobrir gastos ordinários de funcionamento partidário (Casas e Falguera, 2017). A única disposição com destinação específica é a que estabelece a obrigação de os partidos destinarem pelo menos 15% do financiamento estatal a atividades de pesquisa, formação e inclusão efetiva de mulheres, jovens e minorias étnicas (Casas e Falguera, 2017).

Ainda assim, mesmo se aplicadas estritamente, tais medidas teriam efeitos apenas marginais, dado que na Colômbia a maior parte dos recursos de campanha é de origem privada. A legislação permite que empresas privadas e pessoas naturais realizem doações que não superem 10% do teto total de gastos, com exceção das contribuições provenientes de recursos próprios ou familiares, que não possuem limite legal (Maddens, Muyters e Put, 2022). O fato de o financiamento das campanhas ser majoritariamente privado e, ao mesmo tempo, existirem tetos altos de gastos de campanha pode representar uma desvantagem considerável para as candidatas mulheres. Maddens, Muyters e Put (2022) explicam que, na Colômbia, particularmente nos distritos onde a cota se aplica, existe uma brecha de gênero em matéria de gastos de campanha: os homens gastam o dobro de recursos em comparação com as mulheres, o que naturalmente aumenta suas possibilidades de eleição. Neste ponto emerge um dos contrastes mais visíveis em relação ao Brasil, onde existe a proibição de financiamento por parte de corporações e, além disso, estão previstos recursos mais amplos e proporcionais de financiamento dos partidos às mulheres em campanha.

Quanto aos mecanismos de sanção, a Lei 1475 de 2011 contemplou a cota de 30% de mulheres em listas nas quais se elegem mais de 5 cadeiras como requisito formal para sua inscrição efetiva (Colômbia, 2011). Portanto, trata-se de uma medida de caráter preventivo e administrativo. Embora essa sanção possa ser considerada, em princípio, forte, a lei colombiana não contempla penalizações por fraudes posteriores à inscrição das listas, como a substituição de mulheres eleitas por homens em caso de vacância, devido ao fato de não serem eleitas fórmulas completas do mesmo gênero (León, 2021).

Em relação ao sistema eleitoral, na Colômbia aplica-se uma fórmula de representação proporcional na qual os partidos devem alcançar um limiar de 3% para acessar a distribuição de cadeiras. A magnitude dos distritos territoriais para a câmara baixa (Câmara dos Representantes) é, em média, mediana, enquanto a câmara alta (Senado) constitui uma circunscrição nacional única (Batlle, 2017). Com a reforma política de 2003, conhecida como Ato Legislativo 01 de 2003, permitiu-se aos partidos escolher entre um formato de lista fechada ou de lista aberta com voto preferencial. Nesta última, os eleitores também podem optar por votar apenas na lista, em vez de votar em um candidato. Trata-se, portanto, de um sistema híbrido (Maddens, Muyters e Put, 2022).

3. METODOLOGIA E DESENHO DE PESQUISA

Nossa hipótese sugere que, sem mandato de posição, a lista fechada favorece a representação feminina ao reduzir a vantagem de candidatos com maior acesso a recursos — majoritariamente homens — e transferir ao partido a ordenação das candidaturas.

O teste utiliza o Most Similar Systems Design (Anckar, 2008): quando dois casos compartilham características estruturais relevantes, mas diferem no resultado, a explicação mais provável reside na variável que os distingue. Brasil e Colômbia adotam representação proporcional, cota de 30% e nenhum mandato de posição. A diferença está no tipo de lista: o Brasil admite apenas listas abertas; na Colômbia, partidos escolhem, em cada eleição, câmara e circunscrição, entre listas abertas e fechadas. A presença de listas fechadas é a variável independente (X), e o percentual final de mulheres eleitas, a variável dependente (Y).

Para medir o impacto de X, relaciona-se a representação feminina na Colômbia ao tipo de lista utilizado pelos partidos nas eleições de 2014, 2018 e 2022, realizadas após a aplicação da cota.

Emprega-se um modelo binomial logístico agrupado para estimar a probabilidade de que uma cadeira partidária seja ocupada por uma mulher conforme a utilização de lista fechada.

Para o modelo, a equação utilizada é:

$$\log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{IndiceListaCerrada}_i + \beta_2 \% \text{MujeresCandidatas}_i + \beta_3 \text{TotalCurules}_i + \gamma_{2018} + \gamma_{2022} + \delta_{\text{Cámara}}$$

O efeito da lista fechada sobre a eleição de mulheres é expresso por:

$$\text{Impacto} = \frac{1}{n} \sum_i [\Lambda(X_i\beta \mid \text{ListaCerrada} = 1) - \Lambda(X_i\beta \mid \text{ListaCerrada} = 0)]$$

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Marcos institucionais com resultados contraditórios

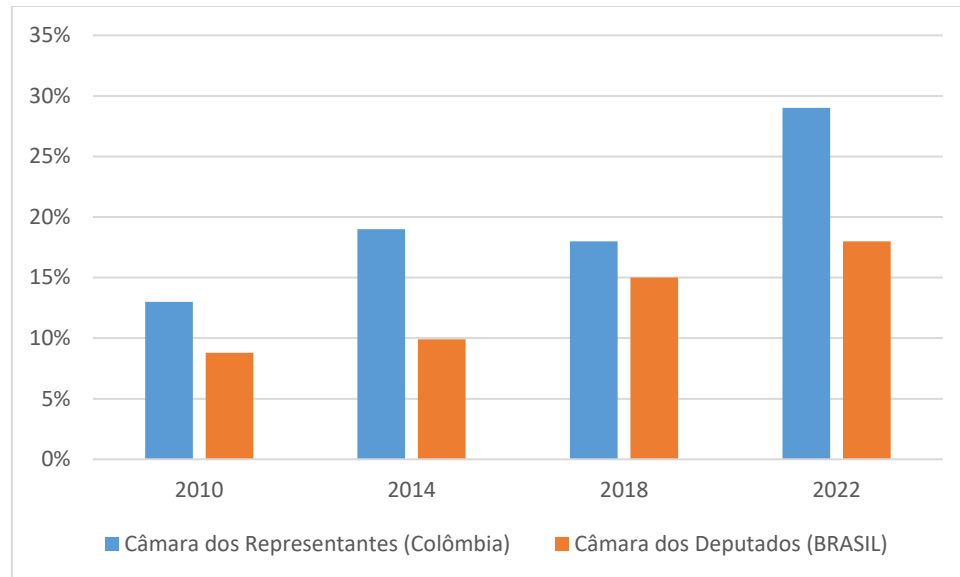
A comparação revela semelhanças e diferenças. Ambos os países garantem participação feminina semelhante nas listas, mas a cota brasileira é mais abrangente; na Colômbia, aplica-se somente aos distritos mais povoados. O Brasil também adota financiamento mais rigoroso, distribuindo fundos proporcionalmente à cota. Na Colômbia, a obrigação limita-se a 15% dos recursos para atividades de formação. Além disso, o financiamento colombiano é majoritariamente privado, prática proibida no Brasil desde 2015. Nos dois países, o descumprimento leva à rejeição da lista; no Brasil, porém, a autoridade eleitoral também identifica e pune fraudes posteriores, como candidaturas fictícias.

Ambos adotam representação proporcional com distritos de magnitudes distintas. No Brasil, 27 circunscrições elegem entre 8 e 70 cadeiras (Sacchet, 2018), magnitude elevada em termos comparados. Na Colômbia, o Senado forma uma circunscrição nacional e a Câmara se divide em 33 circunscrições de 2 a 18 cadeiras (Maddens, 2022). Em média, portanto, os distritos brasileiros são maiores que os da Câmara colombiana.

A magnitude importa porque distritos grandes favorecem a eleição de mulheres, enquanto os pequenos tendem a priorizar homens (Matland, 2002; Norris, 2006). Na Colômbia, a desvantagem é agravada porque a cota exclui distritos com menos de cinco cadeiras. Essa variável deveria produzir melhores resultados no Brasil, mas isso não ocorre na realidade.

As primeiras eleições com aplicação estrita da cota ocorreram em 2014. Desde então, a Colômbia mantém vantagem significativa no percentual de mulheres eleitas. O Gráfico 1 sugere buscar a origem da assimetria em outra característica do sistema: o tipo de lista.

Gráfico 1: Representação de mulheres Colômbia vs Brasil



Fonte: elaboração própria a partir de dados da União Interparlamentar (IPU), da Registraduría de Colombia e de Castro Castro (2019).

4.2 Uso das listas fechadas e variação da representação de mulheres

As tabelas apresentam, por eleição, o tipo de lista de cada partido, o percentual de candidatas e o percentual de eleitas. A agregação dos casos permite estimar o efeito do tipo de lista sobre a eleição de mulheres.

Tabela 1. Eleições de 2014: Senado

Partido/coalizão	Lista ¹	% candidatas ²	Eleitas/cadeiras	% eleitas ³
Centro Democrático	Fechada	39%	7/20	35.0%

¹ Dados extraídos de Batlle (2017)

² Dados extraídos do relatório “Resultados eleitorais do Congresso de 2014” da MOE (2014)

³ Dados da Registraduría Nacional del Estado Civil.

Partido/coalizão	Lista¹	% candidatas²	Eleitas/cadeiras	% eleitas³
Partido de la U	Aberta	32%	2/21	9.5%
Partido Conservador	Aberta	31%	6/18	33.3%
Partido Liberal	Aberta	31%	3/17	17.6%
Cambio Radical	Aberta	30%	2/9	22.2%
Alianza Verde	Aberta	30%	1/5	20.0%
Opción Ciudadana	Aberta	32%	2/5	40.0%
Polo Democrático	Aberta	32%	0/5	0.0%
MIRA	Fechada (zíper)	41%	0 cadeiras	0.0%

Tabela 2. Eleições de 2014: Câmara dos Representantes

Partido/coalizão	Lista⁴	% candidatas	Eleitas/cadeiras	% eleitas
Partido Liberal	Majoritariamente aberta	32%	5/39	12.8%
Partido de la U	Majoritariamente aberta	33%	7/37	18.9%
Partido Conservador	Majoritariamente aberta	34%	4/27	14.8%
Centro Democrático	Majoritariamente fechada	31%	6/19	31.6%

⁴ Para a Câmara dos Deputados, os partidos podem variar o tipo de lista para cada circunscrição. “Majoritariamente aberta” ou “majoritariamente fechada” reflete a preferência do partido na maioria dos distritos.

Partido/coalizão	Lista⁴	% candidatas	Eleitas/cadeiras	% eleitas
Cambio Radical	Majoritariamente aberta	31%	1/16	6.3%
Alianza Verde	Majoritariamente aberta	31%	4/6	66.7%
Opción Ciudadana	Majoritariamente aberta	30%	1/6	16.7%
MIRA	Fechada (zíper)	45%	2/3	66.7%
Polo Democrático	Majoritariamente aberta	31%	0/3	0.0%

Tabela 3. Eleições de 2018: Câmara dos Representantes

Partido/coalizão	Lista⁵	% candidatas⁶	Eleitas/cadeiras	% eleitas⁷
Partido Alianza Verde	Aberta	30%	4/9	44.0%
Partido Cambio Radical	Aberta	32%	4/30	13.3%
Partido Centro Democrático	Aberta	28%	3/32	9.3%
Partido Conservador Colombiano	Aberta	31%	4/21	19.0%

⁵ Nas eleições de 2018, o uso de listas fechadas foi excepcional. Apenas 12,8% das listas apresentadas eram fechadas (Maddens, 2022).

⁶ Dados extraídos do Sarmiento e Salazar (2022).

⁷ Dados extraídos do Castro (2019).

Partido/coalizão	Lista⁵	% candidatas⁶	Eleitas/cadeiras	% eleitas⁷
Partido Liberal Colombiano	Aberta	31%	6/35	17.1%
Partido Político MIRA	Aberta	57%	1/1	100.0%
Polo Democrático Alternativo	Aberta	34%	0/2	0.0%
Partido de la U	Aberta	37 %	7/25	28.0%
Partido Opción Ciudadana	Aberta	36%	1/2	50.0%

Tabela 4. Eleições de 2018: Senado

Partido/coalizão	Lista	% candidatas	Eleitas/cadeiras	% eleitas
Coalición Lista de la Decencia	Aberta	32%	1/3	33.3%
Partido Alianza Verde	Aberta	31.0%	2/9	22.2%
Partido Cambio Radical	Aberta	31%	3/16	18.7%
Partido Centro Democrático	Aberta	32%	6/19	31.5%
Partido Conservador Colombiano	Aberta	31%	5/14	35.7%

Partido/coalizão	Lista	% candidatas	Eleitas/cadeiras	% eleitas
Partido Liberal Colombiano	Aberta	32%	1/14	7.1%
Partido de la U	Aberta	39%	1/14	7.1%
Polo Democrático Alternativo	Aberta	32%	0/5	0.0%
Partido Político MIRA	Aberta	63%	2/3	66.6%

Tabela 5. Eleições de 2022: Câmara dos Representantes

Partido/coalizão	% listas fechadas⁸	% candidatas⁹	Eleitas/cadeiras	% eleitas¹⁰
Pacto Histórico	64.3%	40.2%	10/27	37.0%
Partido Liberal Colombiano	0.0%	35.4%	11/32	35%
Partido Conservador Colombiano	4.5%	36.0%	5/25	20.0%
Partido Centro Democrático	16.0%	34.4%	2/16	12.5%
Partido Cambio Radical	19.0%	37.6%	4/16	25.0%
Partido de la U	0.0%	39.8%	5/15	33.3%

⁸ Reconstrução com base nos cartões eleitorais disponibilizadas pelo Registraduría Nacional de Estado Civil: <https://wapp.registraduria.gov.co/electoral/tarjetas-electorales/>

⁹ Dados extraídos de Sarmiento e Salazar (2022).

¹⁰ Datos extraídos de Cabrera y Marques (2022).

Partido/coalizão	% listas fechadas⁸	% candidatas⁹	Eleitas/cadeiras	% eleitas¹⁰
Partido Alianza Verde	10.0%	40.8%	4/11	36.4%
Coalición Centro Esperanza	7.1%	37.0%	1/2	50.0%
Nuevo Liberalismo	50.0%	38%	1/1	100.0%
Coalición MIRA - Colombia Justa Libres	0.0%	50.0%	1/1	100.0%
Fuerza Ciudadana	100.0%	60%	1/2	50.0%
Liga de Gobernantes Anticorrupción	100.0%	57%	1/2	50.0%
Alternativos	0.0%	25%	0/1	0.0%
Partido Colombia Renaciente	33.3%	60.0%	0/1	0.0%

Tabela 6. Eleições de 2022: Senado

Partido/coalizão	Lista	% candidatas	Eleitas/cadeiras	% eleitas
Pacto Histórico	Fechada	43%	8/16	50.0%
Partido Conservador Colombiano	Aberta	32%	5/16	31.3%
Partido Liberal Colombiano	Aberta	52%	4/15	26.7%

Partido/coalizão	Lista	% candidatas	Eleitas/cadeiras	% eleitas
Partido Centro Democrático	Aberta	36%	5/14	35.7%
Coalición Alianza Verde y Centro Esperanza	Aberta	30%	4/14	28.6%
Partido Cambio Radical	Aberta	45%	1/11	9.1%
Partido de la U	Aberta	33%	1/10	10.0%
Coalición MIRA - Colombia Justa Libres	Aberta	31%	2/4	50.0%

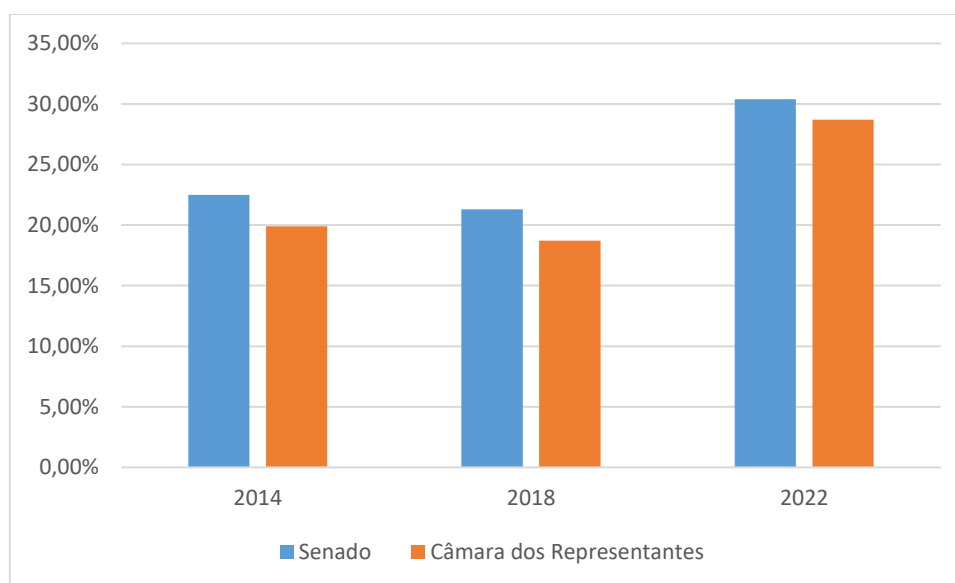
Os dados evidenciam que nos três ciclos, a maioria dos partidos optou por listas abertas. Em 2014, apenas Centro Democrático (CD) e MIRA usaram listas fechadas. No Senado, o CD elegeu o maior número de mulheres e teve a segunda maior proporção feminina, atrás de Opción Ciudadana, de lista aberta, com 2 mulheres em 5 cadeiras. Na Câmara, o CD ficou atrás do MIRA e da Alianza Verde, ambos com 66,7%. O Partido Conservador, apesar da lista aberta, elegeu 6 mulheres em 18 cadeiras (33,3%).

Em 2018, as listas fechadas quase desapareceram, e CD e MIRA migraram para listas abertas. Na Câmara, o CD passou de 31,6% de mulheres em 2014 (6 de 19) para 9,3% em 2018 (3 de 32): embora a bancada crescesse, o número de mulheres caiu, resultado compatível com o efeito esperado da mudança. No Senado, a queda foi menor, de 35% (7 de 20) para 31,5% (6 de 19). O MIRA manteve elevada representação: 2 das 3 cadeiras do Senado e sua única cadeira na Câmara foram ocupadas por mulheres. A Alianza Verde também alcançou 44% na Câmara com lista aberta. No conjunto do Congresso, porém, a presença feminina recuou: de 19,9% para 18,7% na Câmara e de 22,5% para 21,3% no Senado.

Em 2022, algumas listas fechadas reapareceram. O Pacto Histórico adotou-as no Senado e na maioria das circunscrições da Câmara; nenhum outro partido superou 20% de listas fechadas na Câmara, e nenhum as utilizou no Senado. O Pacto Histórico alcançou

paridade no Senado e 37% de mulheres na Câmara. Partidos de lista aberta tiveram percentuais próximos nessa casa, como Liberal (35%) e Alianza Verde (36%). O Pacto, contudo, combinou lista fechada e alternância de gênero no Senado e em circunscrições especiais (Cabrera Cifuentes e Márquez Ramírez, 2022). A representação global subiu de 18,7% para 28,9% na Câmara e de 21,3% para 30,2% no Senado, cerca de dez pontos percentuais.

Gráfico 2: Representação das mulheres no Congresso da Colômbia (2014-2022)



Fonte: elaboração própria a partir de dados da Registraduría de Colombia e da União Interparlamentar (IPU).

Os dados indicam uma relação preliminar: em 2018, quando quase não houve listas fechadas, a representação diminuiu; em 2022, com sua retomada, o número de mulheres cresceu, especialmente onde houve alternância de gênero.

Para testar estatisticamente essa relação, aplicou-se regressão logística agrupada aos três ciclos. Excluíram-se casos com menos de três cadeiras, suscetíveis a distorções de sub ou sobre-representação. O coeficiente associado à lista fechada foi 0,7585; em razão de probabilidades, e mantendo controladas mulheres candidatas, número de cadeiras e ano, a lista fechada multiplicou por 2,14 a chance de uma cadeira ser ocupada por uma mulher.

O impacto percentual foi obtido por simulações de probabilidade para listas abertas e fechadas com o coeficiente estimado:

$$ImpactoPromedio = \frac{1}{n} \sum_i (\hat{p}_{i, cerrada} - \hat{p}_{i, abierta})$$

A probabilidade de mulheres eleitas sob lista aberta é:

$$\hat{p}_{i, abierta} = \frac{1}{1 + e^{-X_i \beta | ListaCerrada = 0}}$$

E a probabilidade de mulheres eleitas com lista fechada é:

$$\hat{p}_{i, cerrada} = \frac{1}{1 + e^{-X_i \beta | ListaCerrada = 1}}$$

A diferença média é 0,162, ou 16,2 pontos percentuais na probabilidade estimada de uma cadeira ser ocupada por mulher. Trata-se de resultado exploratório. Uma limitação foi normalizar a variável de lista fechada quando os registros apareciam como “Sim” e “Não”, pois o modelo requer codificação fixa (1 = lista fechada; 0 = lista aberta).

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A evidência mostra que listas fechadas ajudam a explicar a diferença de representação feminina entre Colômbia e Brasil, embora não constituam causa isolada. No caso colombiano, sua presença multiplicou por 2,14 a chance de uma cadeira ser ocupada por mulher e associou-se a um aumento aproximado de 16,2 pontos percentuais na probabilidade estimada de eleição. O resultado não prova causalidade única, mas é consistente com a hipótese: sem mandato de colocação, a dinâmica das listas ganha relevância.

A comparação com o Brasil esclarece o mecanismo. A lista aberta obriga candidaturas a competir individualmente por votos, recursos e visibilidade dentro do partido. Assim, a cota assegura candidatas, mas não sua conversão em cadeiras. A literatura mostra desvantagens persistentes das brasileiras no acesso ao financiamento, às elites partidárias e a estruturas competitivas; por isso, o crescimento das candidaturas produz aumento mais lento entre as eleitas.

Na Colômbia, os partidos podem escolher listas abertas ou fechadas. Em certas estratégias partidárias, a lista fechada reduz a competição intrapartidária e transforma a ordenação em mecanismo de inclusão. Com alternância, o efeito pode ser maior: mulheres não apenas entram na lista, mas ocupam posições com possibilidade real de eleição e representação política.

REFERÊNCIAS

ARTIGOS E LIVROS

ALVES, Marcus Vinícius Chevitarese; SACCHET, Teresa; MATHEUS, Thiago Alexandre Melo. O efeito do financiamento público de campanha na eleição de mulheres no Brasil.

Revista Feminismos, Salvador, v. 11, n. 2, e11223017, jul.-dez. 2023. DOI:

<https://doi.org/10.9771/rf.v11i2.57749>.

ANCKAR, Carsten. On the applicability of the most similar systems design and the most different systems design in comparative research. **International Journal of Social**

Research Methodology, Abingdon, v. 11, n. 5, p. 389-401, 2008. DOI:

<https://doi.org/10.1080/13645570701401552>.

ARAÚJO, Clara; BORGES, Doriam. O gênero, os elegíveis e os não-elegíveis: uma análise das candidaturas para a Câmara Federal em 2010. In: ALVES, José Eustáquio Diniz;

PINTO, Céli Regina Jardim; JORDÃO, Fátima (org.). **As mulheres nas eleições de 2010**.

São Paulo: ABCP, 2012. p. 159-186.

ARCHENTI, Nélica; TULA, María Inés (ed.). **Mujeres y política en América Latina:**

Sistemas electorales y cuotas de género. Buenos Aires, Heliasta, pp.9-29, 2008.

BATLLE, Margarita. Mujeres en el Congreso colombiano: un análisis a partir de la primera implementación de la Ley de Cuota de género en las elecciones de 2014. **Colombia**

Internacional, Bogotá, n. 89, p. 17-49, jan. 2017. DOI:

<https://doi.org/10.7440/colombiaint89.2017.01>.

CABRERA CIFUENTES, Linda María; MÁRQUEZ RAMÍREZ, Laura Ximena. **Boletín sobre participación de mujeres en la política: elecciones al Congreso 2022-2026**.

Boletín n.º 30. Bogotá: Corporación Sisma Mujer, 2022. Disponível em:

<<https://www.sismamujer.org>>. Acesso em: 10 ago. 2026.

CAMINOTTI, Mariana; FREIDENBERG, Flavia. Federalismo electoral, fortaleza de las cuotas de género y representación política de las mujeres en los ámbitos subnacionales en

Argentina y México. **Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales**, Ciudad de

México, v. 61, n. 228, p. 121-144, set.-dez. 2016.

CASAS-ZAMORA, Kevin; FALGUERA, Elin. **Financiación política y participación equitativa de las mujeres en Colombia: análisis de la situación**. Estocolmo:

International IDEA; The Hague: Netherlands Institute for Multiparty Democracy, 2017.

CASTRO CASTRO, Ana Paola. **El camino hacia la paridad en el Congreso colombiano: la representación política de las mujeres después de las elecciones de 2018**. Bogotá: ONU Mujeres; Registraduría Nacional del Estado Civil, 2019.

CHAVES, Vanilda Souza. **Cotas de gênero, paridade e representação política de mulheres na América Latina**. Dissertação (Mestrado em Políticas Públicas), Universidade Federal do ABC, São Bernardo do Campo, 2019.

CORRÊA, Diego Sanches; CHAVES, Vanilda Souza. Gender quotas and placement mandates in open and closed lists: similar effects, different mechanisms. **Electoral Studies**, Amsterdam, v. 66, 102157, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2020.102157>.

HTUN, Mala N.; JONES, Mark P. Engendering the right to participate in decision-making: electoral quotas and women's leadership in Latin America. In: CRASKE, Nikki; MOLYNEUX, Maxine (ed.). **Gender and the politics of rights and democracy in Latin America**. New York: Palgrave Macmillan, 2002. p. 32-56.

JONES, Mark P.; ALLES, Santiago; TCHINTIAN, Carolina. Cuotas de género, leyes electorales y elección de legisladoras en América Latina. **Revista de Ciencia Política**, Santiago, v. 32, n. 2, p. 331-357, 2012.

KATZ, Richard S. Intraparty preference voting. In: GROFMAN, Bernard; LIJPHART, Arend (ed.). **Electoral laws and their consequences**. New York: Agathon Press, 1986. p. 85-103.

KROOK, Mona Lena. **Quotas for women in politics: gender and candidate selection reform worldwide**. Oxford: Oxford University Press, 2009.

LEÓN PATIÑO, Ximena. Colombia: régimen electoral de género débil, resistencias partidistas y baja representación descriptiva de las mujeres. In: FREIDENBERG, Flavia; GILAS, Karolina (ed.). **La construcción de democracias paritarias en América Latina**. Ciudad de México: Instituto de Investigaciones Jurídicas, UNAM, 2021. p. 369-390.

MADDENS, Bart. La personalización del voto en sistemas proporcionales con listas mixtas: el caso de las elecciones de la Cámara en Colombia (2006-2018). **Revista de Ciencia Política**, Santiago, v. 42, n. 1, p. 105-126, 2022. DOI: <https://doi.org/10.4067/S0718-090X2022005000104>.

MADDENS, Bart; MUYTERS, Gert; PUT, Gert-Jan. Legislative quotas and the gender gap in campaign finance: the case of the 2014 and 2018 legislative elections in Colombia. **Latin American Politics and Society**, Cambridge, v. 65, n. 2, p. 1-27, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1017/lap.2022.39>.

MATLAND, Richard E. Estrategias para ampliar la participación femenina en el Parlamento: el proceso de selección de candidatos legislativos y los sistemas electorales. In: MÉNDEZ-MONTALVO, Myriam; BALLINGTON, Julie (ed.). **Mujeres en el Parlamento: más allá de los números**. Estocolmo: International IDEA, 2002. p. 111-158.

MATLAND, Richard E.; TAYLOR, Michelle M. Electoral system effects on women's representation: theoretical predictions and evidence from Costa Rica. **Comparative Political Studies**, Thousand Oaks, v. 30, n. 2, p. 186-210, 1997.

MISIÓN DE OBSERVACIÓN ELECTORAL (MOE). **Resultados electorales Congreso 2014**. Bogotá: Observatorio Político-Electoral de la Democracia, 2014. Disponível em: <<https://moe.org.co/wp-content/uploads/2017/05/Libro-Resultados-Electorales-Congreso-2014-2.pdf>>. Acesso em: 10 ago. 2026.

NORRIS, Pippa. The impact of electoral reform on women's representation. **Acta Politica**, London, v. 41, n. 2, p. 197-213, 2006.

PHILLIPS, Anne. **The politics of presence**. Oxford: Clarendon Press, 1995.

PITKIN, Hanna Fenichel. **The concept of representation**. Berkeley: University of California Press, 1967.

SACCHET, Teresa. Why gender quotas don't work in Brazil? The role of the electoral system and political finance. **Colombia Internacional**, Bogotá, n. 95, p. 25-54, jul.-set. 2018. DOI: <https://doi.org/10.7440/colombiaint95.2018.02>.

SACCHET, Teresa; SPECK, Bruno Wilhelm. Financiamento eleitoral, representação política e gênero: uma análise das eleições de 2006. **Opinião Pública**, Campinas, v. 18, n. 1, p. 177-197, 2012.

SARMIENTO PEÑA, Viviana; SALAZAR-ESCALANTE, Luisa. **Participación política de las mujeres en el Congreso de la República: elecciones nacionales 2022**. Bogotá: Misión de Observación Electoral, 2022.

SCHWINDT-BAYER, Leslie A. **Political power and women's representation in Latin America**. Oxford: Oxford University Press, 2010.

SCHWINDT-BAYER, Leslie A. **Chile's gender quota: will it work?** Houston: James A. Baker III Institute for Public Policy of Rice University, 2015.

SLAVIERO, Verónica. Mujeres al mando: cuotas de género y representación descriptiva de las mujeres en América Latina. **Asparkia: Investigació Feminista**, Castellón de la Plana, n. 38, p. 17-39, 2021.

SPOHR, Alexandre Piffero; MAGLIA, Cristiana; MACHADO, Gabriel; OLIVEIRA, Joana Oliveira de. Participação política de mulheres na América Latina: o impacto de cotas e de lista fechada. **Revista Estudos Feministas**, Florianópolis, v. 24, n. 2, p. 417-441, maio-ago. 2016.

TRAVINCAS, Amanda Costa Thomé; LULA, Carlos Eduardo de Oliveira. Cotas de gênero, fraudes e representação feminina: os desafios do modelo brasileiro e os caminhos para seu aperfeiçoamento. **Suffragium**, Fortaleza, v. 14, n. 25, p. 26-41, jul.-dez. 2023.

TULA, María Inés. Mujeres y política: un panorama sobre la adopción de las cuotas de género y sus efectos en América Latina y Colombia. **Opera**, Bogotá, n. 16, p. 9-33, 2015.

UNIÃO INTERPARLAMENTAR. **Monthly ranking of women in national parliaments**. Parline: The IPU's Open Data Platform, 2018. Disponível em: <https://data.ipu.org/women-ranking/?date_month=1&date_year=2019>. Acesso em: 10 ago. 2026.

UNIÃO INTERPARLAMENTAR. **Monthly ranking of women in national parliaments**. Parline: The IPU's Open Data Platform, 2022. Disponível em: <https://data.ipu.org/women-ranking/?date_month=12&date_year=2022>. Acesso em: 10 ago. 2026.

UNIÃO INTERPARLAMENTAR. **Monthly ranking of women in national parliaments**. Parline: The IPU's Open Data Platform, 2026. Disponível em: <<https://data.ipu.org/women-ranking/>>. Acesso em: 10 ago. 2026.

YOUNG, Iris Marion. Inclusion and democracy. Oxford: Oxford University Press, 2000.

Lista das legislações consultadas

BRASIL. Lei Nº 9.100. Estabelece normas para a realização das eleições municipais de 1996. Brasília, 1995.

BRASIL. Lei Nº 9.504. Brasília, 1997.

BRASIL. Lei Nº 12.034. Altera as Leis Nº 9.096 dos Partidos Políticos; Lei Nº 9.504 que estabelece as normas para as eleições e o Código Eleitoral Nº 4.737. Brasília, 2009.

REPÚBLICA DE COLOMBIA. Ley 581 de 2000. Por la cual se reglamenta la adecuada y efectiva participación de la mujer en los niveles decisorios de las diferentes ramas y órganos del poder público, de conformidad con los artículos 13, 40 y 43 de la Constitución Nacional y se dictan otras disposiciones. Bogotá, 2000.

REPÚBLICA DE COLOMBIA. Ley Estatutaria Nº 1475. Reglas de organización y funcionamiento de los partidos y movimientos políticos, de los procesos electorales y se dictan otras disposiciones. Bogotá, 2011.

CORTE CONSTITUCIONAL DE COLOMBIA. Sentencia C-371/00, de 29 de marzo de 2000. Magistrado ponente: Álvaro Tafur Galvis.

DECLARAÇÃO DE DISPONIBILIDADE DE DADOS DA PESQUISA

Os dados de apoio aos resultados foram obtidos nas fontes públicas citadas, e os dados consolidados foram publicados no próprio artigo.

FINANCIAMENTO

Esta pesquisa não recebeu nenhuma subvenção específica de qualquer agência de financiamento dos setores público, privado ou sem fins lucrativos.

CONTRIBUIÇÃO DAS/DOS AUTORAS/ES

Carreño Valentina: Conceptualization, Methodology, Investigation, Data Curation, Writing - Original Draft. **Sarmiento Julián:** Validation, Resources, Formal analysis, Writing - Review & Editing.

DECLARAÇÃO DE CONFLITO DE INTERESSE

Os autores declaram que não há conflito de interesses a mencionar.

MINIBIOGRAFIAS DAS/DOS AUTORAS/ES

Andrea Valentina Carreño Gutiérrez é mestranda do Programa de Pós-Graduação em Ciência Política da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar).

Julián Andrés Sarmiento Herrera é doutorando do Programa de Pós-Graduação em Ciência Política da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar).

DECLARAÇÃO DE USO DE IA:

Declaro que a IA (ChatGPT 5.6) teve os seguintes usos: traduzir o artigo do espanhol para o português; verificar a aplicação do modelo de regressão logística; extrair dos cartões eleitorais disponibilizados pela Registraduría da Colômbia a porcentagem de listas fechadas usadas por cada partido político para o ciclo de 2022 na Câmara e organizar os dados em tabelas.

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.