Representación de Mujeres en la Cámara de Diputados: Instituciones, Partidos y Actitudes en Argentina, 1983-2023

Apéndice

Santiago Alles
Departamento de Ciencias Sociales
Universidad de San Andrés
✉ salles@udesa.edu.ar
santiago-alles
ORCID: 0000-0002-0872-0809

Publicado en: *Revista SAAP*,
vol. 17, no. 2 (2023)
https://doi.org/10.46468/rsaap.17.2

Reumen. El artículo examina tres dimensiones de la representación política de las mujeres en la Cámara de Diputados. En primer lugar, examina cómo la interacción entre instituciones y factores contextuales influyen en las oportunidades de elección, utilizando datos electorales desde 1983. Luego, a partir del estudio de las listas de candidatos, analiza el rol de los partidos en la nominación de mujeres. En segundo lugar, estudia aspectos sustantivos de la representación, específicamente las preferencias de los legisladores ante la legalización del aborto, a partir de entrevistas individuales. En tercer lugar, examina aspectos simbólicos de la representación, en particular las actitudes de los votantes hacia la inclusión, a partir de una encuesta original con una muestra representativa nacional. Estos hallazgos subrayan la influencia de los alineamientos partidarios en la representación de mujeres.

Abstract. The article delves into three dimensions of women's political representation in the House of Representatives. Firstly, it examines how the interplay of institutions and contextual factors influences electoral opportunities, leveraging electoral data dating back to 1983. Next, through an analysis of candidate lists, it explores the role of political parties in nominating women. Secondly, it scrutinizes substantive aspects of representation, specifically legislators' preferences concerning abortion legalization, based on individual interviews. Thirdly, it investigates symbolic aspects of representation, particularly voters' attitudes towards inclusion, via an original survey with a nationally representative sample. These findings underscore the influence of party alignments on women's representation.

Replicación. Los materiales necesarios para replicar los resultados presentados a lo largo del artículo se encuentran disponibles en Harvard Dataverse, en: https://doi.org/10.7910/DVN/RMAVGC.

Financiamiento. La presente investigación contó con el financiamiento del Programa de Apoyo a la Investigación (PAI-UDESA) de la Universidad de San Andrés.

Tabla de contenidos

La Influencia de las Instituciones i

La Influencia de los Partidos iii

Influencia de la Magnitud de Distrito sobre el Tamaño de los Partidos vii

Nominación de Candidatos: el primer lugar en la lista viii

Preferencias de los Legisladores xi

Actitudes de los Votantes xiv

Codificación de Partidos Políticos: Electos xviii

Codificación de Partidos Políticos: Candidaturas xxi

Referencias xxiii

I. La Influencia de las Instituciones

A fin de examinar la influencia de las instituciones electorales sobre la elección de legisladoras, se recolectó información sobre las 479 elecciones de Diputados nacionales llevadas a cabo entre 1983 y 2021. Cada provincia-año es una como una observación independiente En ese conjunto de elecciones, 33.4% de las delegaciones provinciales fueron íntegramente compuestas por hombres, y sólo en tres ocasiones todos los escaños electos en una provincia fueron ganados por mujeres (0.6%).

Para estimar el efecto de las instituciones sobre las oportunidades electorales de las mujeres, se estimó una serie de modelos lineales:

$$y_{ji} \sim N\left(X_{ji}\beta, \sigma^2\right)$$

$$X_{ji}\beta = \alpha + \beta_1 Q_j + \beta_2 QF_j + \beta_3 QP_j + \beta_4 M_{ji} + \beta_5 {M_{ji}}^2 + \beta_6 ENPv_{ji} + \beta_7 ENPs_{ji} + \beta_8 M_{ji} * ENPs_{ji} + \beta_9 ENPv_{ji} * ENPs_{ji} + \gamma Z_{ji}$$

donde y_{ji} representa el porcentaje de escaños ocupados por mujeres en la provincia i en la elección j, modelado sobre una distribución normal, con valor esperado $X_{ji}\beta$ y varianza σ^2.

El valor esperado de la distribución es estimado a partir de una función lineal, donde β captura el efecto de un conjunto de predictores de interés, γ captura el efecto del vector Z de factores potencialmente intervinientes, y α es una constante. El set de predictores de interés incluye tres indicadores binarios que codifican el tipo de cuotas de género utilizado en la elección: cuotas débiles (Q), cuotas fuertes (QF) o cuotas paritarias (QP). También incluye la magnitud del distrito (M), la fragmentación de la arena electoral ($ENPv$) y la fragmentación de la asignación de bancas ($ENPs$). La ecuación además incluye interacciones entre magnitud y fragmentación a fin de permitir al modelo estimar un efecto condicional.

La distribución de la variable dependiente no cumple uno de los supuestos de un modelo lineal: el porcentaje de mujeres electas está limitado $[0,100]$, en lugar de no tener límites superiores o inferiores $(-\infty, +\infty)$. Alternativamente, la estimación del efecto de X sobre y_{ji} podría modelarse por medio de una regresión Beta corregida (*zero-inflated beta regression*), a fin de ajustar la distribución limitada de la variable dependiente (véase Ospina & Ferrari 2012, 2010; también Ferrari & Cribari-Neto 2004). Sin embargo, los resultados obtenidos con una u otra estrategia de estimación son entre si consistentes, y los modelos lineales presentan menores complejidades computacionales al momento de estimar predicciones derivadas de los resultados.

Tabla App-1. Porcentaje de mujeres electas por provincia
Cámara de Diputados: Argentina, 1983-2021

	Modelo 1-1	Modelo 1-2	Modelo 1-3	Modelo 1-4
Cuotas de género	16.4078***	16.2149***	15.9937***	
	(2.2994)	(2.2198)	(2.3594)	
Cuotas fuertes	27.6905***	24.5348***	23.0951***	
	(2.0759)	(2.1023)	(2.2305)	
Ley de paridad	34.3356***	32.9455***	31.1572***	8.7537**
	(2.9693)	(2.8811)	(3.0153)	(3.2400)
Magnitud de distrito	0.6254*	1.0219	1.8580*	1.1548
	(0.2709)	(0.7773)	(0.8446)	(1.3498)
Magnitud de distrito ^2	-0.0104†	-0.0187**	-0.0560***	-0.0626*
	(0.0061)	(0.0064)	(0.0139)	(0.0253)
Fragmentación electoral (votos)		-1.3383	-0.9175	1.0381
		(1.7791)	(1.8597)	(2.7811)
Fragmentación legislativa (bancas)		-15.3220***	-16.9042***	-19.7080***
		(2.6057)	(2.6684)	(4.1789)
Gobernador PJ			-1.4074	-1.3973
			(2.0385)	(3.0893)
Gobernador UCR			-6.1648*	-1.1216
			(2.4966)	(4.4187)
Mujer gobernadora	0.6165	1.0049	1.3261	2.8352
	(3.8614)	(3.7448)	(3.8084)	(4.8982)
Participación electoral (%)	-0.3425*	-0.3105*	-0.3636*	-0.0425
	(0.1448)	(0.1425)	(0.1479)	(0.2810)
Índice de Desarrollo Humano s/Género				-20.7426
				(75.5848)
Crecimiento económico provincial (%)				-0.1175
				(0.2144)
Frag-E x Frag-L		1.5547**	1.2812*	1.0582
		(0.5547)	(0.5832)	(0.8595)
Magnitud x Frag-L		0.0592	0.2510	0.6199
		(0.2606)	(0.2952)	(0.4886)
Constante	29.7511*	52.0326***	58.9499***	75.6312
	(11.7978)	(13.0630)	(13.6865)	(56.2604)
Observaciones	479	479	479	450
R2	0.3932	0.4276	0.4401	0.4355
R2 ajustado	0.3841	0.4166	0.4269	0.4186
AIC	4,057.138	4,026.610	3,786.398	1,863.427
BIC	4,094.683	4,080.842	3,848.037	1,913.986

El diseño de las cuotas y la afiliación y género del gobernador son variables dicotómicas.
Errores standard, entre paréntesis
† p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

La Tabla App-1 presenta los resultados de los modelos estimados. La evidencia indica que el uso de cuotas de género, en particular de cuotas bien diseñadas, tiene una influencia determinante sobre las oportunidades electorales de las mujeres. La magnitud del distrito tiene efecto sobre la elección de

mujeres sólo una vez que se controla por el efecto de la fragmentación, lo que expone la influencia "contradictoria" del tamaño de los distritos: distritos electorales más grandes permiten que los partidos elijan más bancas, y al mismo tiempo favorecen la entrada de pequeños partidos.

Por el contrario, factores contextuales también controlados en los modelos tales como sexo y afiliación política del gobernador, el nivel de participación electoral, el nivel de desarrollo humano, el crecimiento económico, o indicadores de desigualdad de género (IDG), no parecen tener una influencia significativa sobre el número de diputadas electas.

Estudios comparados han señalado que factores estructurales, tales como el nivel de desarrollo o la inserción de la mujer en el mercado laboral, están asociados con el acceso de mujeres a cargos electivos. Los estudios de caso, sin embargo, han tenido mayores dificultades para verificar tales conclusiones. Los resultados presentados en la Tabla App-1 son consistentes con trabajos anteriores (e.g. Alles 2018) que han realizado un examen más sistemático de la influencia del contexto socioeconómico: desde una perspectiva agregada, una vez que se controla por las reglas electorales, el contexto no tiene mayor efecto.

El cuerpo principal del artículo reporta el porcentaje esperado de elegir mujeres electas para diferentes diseños de las cuotas de género y para diferentes magnitudes de distrito según diferentes niveles de fragmentación electoral.

II. La Influencia de los Partidos

A fin de examinar la influencia de las características partidarias sobre la elección de legisladoras, se recolectó información sobre la composición de género de las 1,123 listas que ganaron bancas en la Cámara de Diputados entre 1983 y 2021. De ellas, 56.4% de las delegaciones fueron íntegramente compuestas por hombres, y sólo 6.0% íntegramente por mujeres. El set de datos incluye además información sobre las características de la competencia electoral en el distrito.

Para estimar el efecto del partido sobre la probabilidad de elegir una mujer, se estimó una serie de modelos binomiales:

$$\mathcal{L}(y_{ji}|\varphi_{ji}, n) = \binom{n}{y_{ji}} {\varphi_{ji}}^{y_{ji}} (1-\varphi_{ji})^{n-y_{ji}}$$

$$\varphi_{ji} = \frac{1}{1+e^{-g(X_{ji}\beta)}}$$

$$g(X_{ji}\beta) = \alpha + \beta_1 Q_j + \beta_2 QF_j + \beta_3 QP_j + \beta_4 M_{ji} + \beta_5 PJ_{ji} + \beta_6 UCR_{ji} + \beta_7 JxC_{ji} + \beta_8 s_{ji} + \beta_9 {s_{ji}}^2 + \gamma Z_{ji} + \varepsilon_{ji}$$

donde la unidad de análisis es la lista partido-provincia, y_{ji} es un valor discreto que representa el número de mujeres electas en n escaños obtenidos por el partido i en la elección j. El componente sistemático del modelo es el término logístico φ_i, donde $g(\cdot)$ es una función lineal integradora, que introduce las variables explicativas en el modelo estadístico. El término β captura el efecto del vector

$\boldsymbol{X}$ de predictores de interés, $\boldsymbol{\gamma}$ captura el efecto del vector $\boldsymbol{Z}$ de factores potencialmente intervinientes, $\boldsymbol{\alpha}$ es una constante, y $\boldsymbol{\varepsilon_{ji}}$ es un término de error.

El vector $\boldsymbol{X}$ de predictores incluye, primero, tres indicadores binarios que codifican el tipo de cuotas de género utilizado en la elección: cuotas débiles ($\boldsymbol{Q}$), cuotas fuertes ($\boldsymbol{QF}$) o cuotas paritarias ($\boldsymbol{QP}$). Segundo, también incluye tres indicadores dicotómicos que capturan el partido: el Partido Justicialista ($\boldsymbol{PJ}$), que comprende también al Frente para la Victoria, el Frente de Todos y a otras listas peronistas; la Unión Cívica Radical ($\boldsymbol{UCR}$), que comprende también a Unión para el Desarrollo Social y el Acuerdo Cívico y Social, como así también a frentes organizados alrededor del radicalismo en las provincias, tales como el Frente Cívico y Social en Catamarca y el Frente de Todos en Chaco y Corrientes; y Juntos por el Cambio ($\boldsymbol{JxC}$), que incluye también a Cambiemos y otras listas organizadas alrededor de la alianza UCR-PRO-CC.[1] Tercero, la ecuación también controla por la magnitud del distrito ($\boldsymbol{M}$) y por la cantidad de bancas ganadas por el partido en el distrito ($\boldsymbol{s}$) . La ecuación además incluye interacciones entre magnitud y fragmentación a fin de permitir al modelo estimar un efecto condicional.

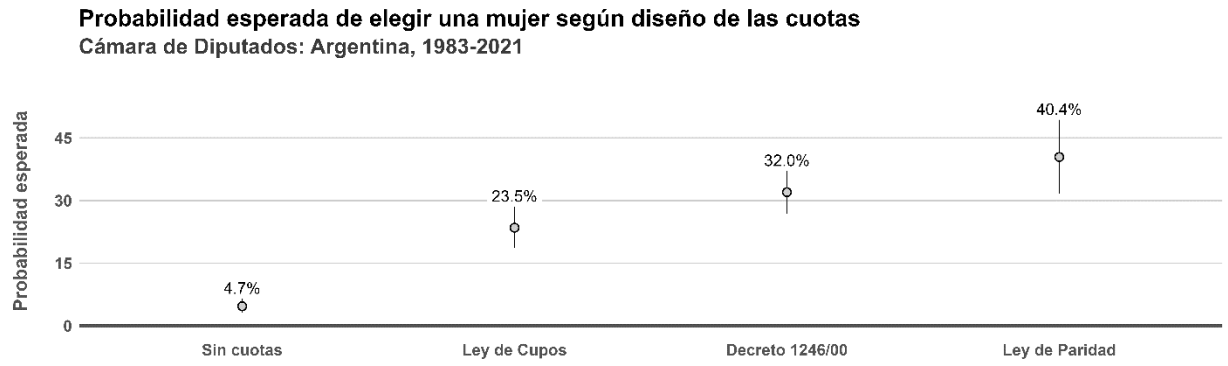
[1] En la sección "Codificación de Partidos Políticos: Electos", más abajo, aparece un listado completo de los partidos que componen cada una de las categorías.

Tabla App-2. **Probabilidad de elegir una mujer en la Cámara**
Cámara de Diputados: Argentina, 1983-2021

	Modelo 2-1	Modelo 2-2	Modelo 2-3	Modelo 2-4
Cuotas de género	1.8262***	1.8463***	1.8272***	1.7973***
	(0.2073)	(0.2079)	(0.2086)	(0.2371)
Cuotas fuertes	2.2490***	2.2154***	2.2539***	2.1720***
	(0.2026)	(0.2039)	(0.2062)	(0.2340)
Ley de paridad	2.6390***	2.6571***	2.6198***	2.5338***
	(0.2496)	(0.2512)	(0.2523)	(0.2785)
Magnitud de distrito	-0.0112	-0.0082	-0.0047	-0.0058
	(0.0075)	(0.0081)	(0.0082)	(0.0087)
Bancas partidarias	0.1781***	0.1818***	0.2803***	0.2941***
	(0.0432)	(0.0437)	(0.0729)	(0.0778)
Bancas partidarias ^2	-0.0069***	-0.0072***	-0.0078***	-0.0090***
	(0.0018)	(0.0018)	(0.0018)	(0.0021)
Partido Justicialista	0.0844	0.0995	0.1404	0.1773
	(0.1220)	(0.1234)	(0.1257)	(0.1296)
Unión Cívica Radical	-0.1902	-0.1656	-0.1362	-0.0433
	(0.1608)	(0.1619)	(0.1628)	(0.1707)
Juntos por el Cambio	-0.2598	-0.2138	-0.1669	-0.1595
	(0.1977)	(0.1996)	(0.2012)	(0.2038)
Fragmentación electoral (votos)		0.1357*	-0.0125	-0.0206
		(0.0689)	(0.1138)	(0.1145)
Fragmentación legislativa (bancas)		-0.2023†	-0.2401	-0.2785
		(0.1154)	(0.1845)	(0.1857)
Gobernador PJ				-0.1043
				(0.1348)
Gobernador UCR				-0.2121
				(0.1869)
Mujer gobernadora	0.0583	0.0785	0.0519	0.0039
	(0.2067)	(0.2071)	(0.2088)	(0.2234)
Participación electoral (%)	-0.0174†	-0.0133	-0.0164	-0.0173
	(0.0104)	(0.0108)	(0.0108)	(0.0111)
Frag-E x Frag-L			0.0394	0.0416
			(0.0258)	(0.0259)
Bancas x Frag-L			-0.0361†	-0.0318
			(0.0213)	(0.0217)
Constante	-1.9039*	-2.2453*	-1.8528†	-1.5891
	(0.8686)	(0.9327)	(1.0394)	(1.0740)
Observaciones	1,122	1,122	1,122	1,053
Log Likelihood	-681.5460	-679.5511	-676.0744	-646.3121
AIC	1387.0920	1387.1020	1384.1490	1328.6240
BIC	1,122	1,122	1,122	1,053

Todos los predictores son variables dicotómicas, con excepción de bancas, magnitud, participación y fragmentación.
Errores standard, entre paréntesis
† p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

La Tabla App-2 presenta los resultados de los modelos estimados. En primer lugar, los resultados partidarios presentan sólida evidencia de la influencia de las cuotas de género sobre las oportunidades de electorales de las mujeres, confirmando los hallazgos en la sección "Acciones correctivas," en el cuerpo principal del artículo, a partir de datos agregados.



Nota: Elaboración propia, en base al Modelo 2-3 (Tabla App-2,).

La figura anterior presenta la probabilidad esperada de elegir una mujer, controlando el efecto de la magnitud del partido y del distrito, manteniendo los demás predictores en su valor mediano. La probabilidad de elegir una mujer en una elección sin cuotas es sólo 4.7%, y esa probabilidad pasa a 23.5% tras la entrada en vigor de la Ley de Cupos en 1993. La implementación de la Ley de Cupos fue fortalecida por la sanción del Decreto 1246/00, y la probabilidad esperada de elegir una mujer, todos los demás factores constantes, pasó a ser 32.0%. Finalmente, la adopción de la Ley de Paridad representó una transformación de las cuotas, tras la cual la probabilidad esperada pasó a 40.4%.

Las características de los partidos tienen también un efecto significativo sobre las oportunidades electorales de las mujeres: las chances de elegir una mujer son sustantivamente mayores cuando los partidos eligen más escaños. En cambio, controlado el tamaño de la delegación partidaria, la magnitud del distrito no tiene ningún efecto sobre las chances de elegir una diputada. El efecto del tamaño del distrito observado en datos agregados es resultado de una relación indirecta: distritos más grandes favorecen la elección de delegaciones partidarias también más grandes, y delegaciones más grandes favorecen las oportunidades electorales de las mujeres. El efecto (agregado) de la magnitud de distrito ocurre intermediado por la magnitud del partido.

Las listas peronistas, radicales y cambiemitas no tienen diferencias significativas, una vez que se controla por el uso de cuotas de género y por el tamaño de la delegación partidaria. En línea con los hallazgos de Funk, Hinojosa & Piscopo (2017), las principales diferencias atribuibles a la ideología partidaria desaparecen una vez que la adopción de cuotas "empareja" el terreno electoral.

El cuerpo principal del artículo reporta la probabilidad esperada de elegir a una mujer diputada para diferentes magnitudes y para cada uno de los partidos principales en la muestra.

III. Influencia de la Magnitud de Distrito sobre el Tamaño de los Partidos

Las elecciones en distritos más grandes tienen simultáneamente dos efectos: permiten partidos más grandes, y estimulan la aparición de más partidos en la arena electoral. Los efectos sobre la fragmentación han sido extensamente documentados en los estudios sobre elecciones (Cox 1997; Taagepera 2007; Riker 1982; Duverger 1964). Sin embargo, la influencia de la magnitud del distrito sobre las oportunidades electorales de las mujeres está intermediada por su influencia en el tamaño de las delegaciones partidarias: el número de legisladoras electas aumenta cuando los partidos eligen más bancas (Schwindt-Bayer 2010; Jones 2009; Alles 2018).

Considerando datos por distrito electoral, entre 1983 y 2021, un total de 1123 partidos ganaron al menos un escaño en la Cámara de Diputados. La magnitud de partido, $\boldsymbol{seats}$, es el número de bancas que un partido obtiene en un distrito dado, la cual está asociada con la magnitud del distrito, $\boldsymbol{magnitude}$, y la fragmentación electoral, $\boldsymbol{ENP}$.

Para estimar el efecto se estimó un modelo Poisson:

$$seats_{ji} \sim Poisson(\theta_{ji})$$

$$\theta_{ji} = exp(X_{ji}\beta)$$

$$X_{ji}\beta = \alpha + \beta_1 M_j + \beta_2 ENP_j + \beta_3 M_j * ENP_j + \varepsilon_{ji}$$

donde $\boldsymbol{seats_{ji}}$ representa el número de escaños del partido $\boldsymbol{i}$ en la elección $\boldsymbol{j}$, el parámetro $\boldsymbol{\theta_{ji}}$ debe ser positivo, $\boldsymbol{X}$ es un vector de predictores, $\boldsymbol{\beta}$ parametriza el efecto de $\boldsymbol{X}$ sobre la variable dependiente, y $\boldsymbol{\varepsilon_{ji}}$ es un término de error. A diferencia de un modelo lineal OLS, un modelo Poisson se ajusta adecuadamente a una distribución donde las observaciones sólo pueden adoptar valores discretos positivos (véase Gelman & Hill 2007; Hilbe 2014; Long 1997).

Tabla App-3. Prediciendo la magnitud de partido
Cámara de Diputados: Argentina, 1983-2021

	Modelo 4-1	Modelo 4-2
	Primera banca	Segunda banca
Magnitud de distrito	0.0345***	0.0466***
	(0.0044)	(0.0011)
Fragmentación electoral (votos)	-0.1233***	-0.0705***
	(0.0260)	(0.0176)
Magnitud x Fragmentación	0.0042**	
	(0.0015)	
Constante	0.7751***	0.6259***
	(0.0828)	(0.0628)
Observaciones	1,123	1,123
Log Likelihood	-1,907.6060	-1,911.5640
AIC	3,823.2120	3,829.1290
BIC	3,843.3070	3,844.2000

Errores standard, entre paréntesis
† p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

La Tabla App-3 presenta los resultados de los modelos estimados. La evidencia muestra la fuerte asociación de la magnitud de partido con el tamaño de los distritos y su fragmentación. Distritos más grandes están asociados con partidos con delegaciones (en promedio) también más grandes, mientras que escenarios electoralmente más fragmentados están asociados con delegaciones (en promedio) más pequeñas. Más aún, el efecto de la magnitud de distrito es además condicional al grado de fragmentación electoral.

IV. Nominación de Candidatos: el primer lugar en la lista

A fin de examinar la nominación de mujeres, se recolectó la totalidad de las listas de candidatos a diputados nacionales para el período 2011-2021. Combinando los datos de seis renovaciones legislativas, la muestra se compone de 770 listas partidarias; de ellas, sólo el 24.3% de las listas fue encabezada por una mujer. El set de datos incluye además información sobre las características de la competencia electoral en el distrito.

La desigual asignación del primer lugar de la lista tiene un impacto sustantivo sobre la composición legislativa: durante ese mismo período, casi la mitad de los escaños (42.3%) fueron ocupados por candidatos que ocuparon el primer lugar en la lista. Y la influencia de la posición es aún más importante en los distritos pequeños, donde los partidos eligen pocos cargos.

Para estimar el efecto del partido sobre la nominación de una mujer en el primer lugar de la lista, se estimó un modelo logístico:

$$Pr(y_{ji} = 1) = logit^{-1}(X_{ji}\beta)$$

$$X_i\beta = \alpha + \beta_1 FPV_{ji} + \beta_2 UCR_{ji} + \beta_3 JxC_{ji} + \beta_4 FIT_{ji} + \beta_5 PS_{ji} + \gamma Z_{ji} + \varepsilon_{ji}$$

donde cada observación es una lista de candidatos, y_{ji} es un indicador binario que representa si el primer lugar en la lista i en la elección j es ocupado por una mujer, modelado por una distribución Bernoulli, donde β captura el efecto del vector X de predictores de interés, γ captura el efecto del vector Z de factores potencialmente intervinientes, α es una constante, y ε_i es un término de error.

El vector X de predictores incluye cinco indicadores dicotómicos que capturan el partido: el Frente para la Victoria (FPV), que comprende también al Frente de Todos, al Partido Justicialista y a otras listas peronistas; la Unión Cívica Radical (UCR), que comprende también a la Unión para el Desarrollo Social y otras listas radicales; Juntos por el Cambio (JxC), que incluye también a Cambiemos y otras listas organizadas alrededor de la alianza UCR-PRO-CC; el Frente de Izquierda y Trabajadores (FIT), que comprende las listas del Partido Obrero (PO), del Movimiento Socialista de los Trabajadores (MST) y del Partido de los Trabajadores Socialistas (PTS); y el Partido Socialista (PS), que incluye Frente Amplio Progresista en Santa Fe.[2] El vector Z incluye controles tales como las cuotas en vigor, el ciclo electoral, la magnitud de distrito, si la gobernación estaba en manos de una mujer, la participación electoral, y la distancia del partido a la cuota de asignación.

[2] En la sección "Codificación de Partidos Políticos: Candidaturas", más abajo, aparece un listado completo de los partidos que componen cada una de las categorías.

Tabla App-4. Probabilidad de nominar una mujer en el primer lugar de la lista
Cámara de Diputados: Argentina, 1983-2021

	Modelo 4-1	Modelo 4-2	Modelo 4-3
Partido Justicialista	0.0545	-0.0374	-0.0064
	(0.2306)	(0.2370)	(0.2390)
Unión Cívica Radical	-0.8677†	-0.8665†	-0.8533†
	(0.4927)	(0.4929)	(0.4967)
Juntos por el Cambio	-0.3277	-0.4346	-0.4222
	(0.3047)	(0.3114)	(0.3138)
Frente de Izquierda	0.8790***	0.9072***	0.9010***
	(0.2428)	(0.2443)	(0.2475)
Partido Socialista	0.1004	0.1045	0.1676
	(0.3872)	(0.3878)	(0.3943)
Ley de paridad	0.3850*	0.3794†	0.4642*
	(0.1930)	(0.1936)	(0.2011)
Elección presidencial			-0.5586**
			(0.2023)
Elección de senadores			0.5214**
			(0.1788)
Magnitud de distrito	-0.0095	-0.0284	-0.0276
	(0.0133)	(0.0179)	(0.0176)
Mujer gobernadora	0.1252	0.1018	0.1820
	(0.2660)	(0.2674)	(0.2709)
Participación electoral (%)	-0.0125	-0.0147	0.0169
	(0.0208)	(0.0209)	(0.0242)
Distancia a la cuota de asignación		0.1181†	0.1133†
		(0.0641)	(0.0637)
Constante	-0.3450	-0.1366	-2.5734
	(1.6265)	(1.6345)	(1.8595)
Observaciones	770	770	770
Log Likelihood	-411.6103	-409.9423	-401.6274
AIC	843.2205	841.8846	829.2548
BIC	889.6844	892.9949	889.6579

Todos los predictores son variables dicotómicas, con excepción de magnitud de distrito, participación y distancia de la cuota de asignación.
Errores standard, entre paréntesis
† p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

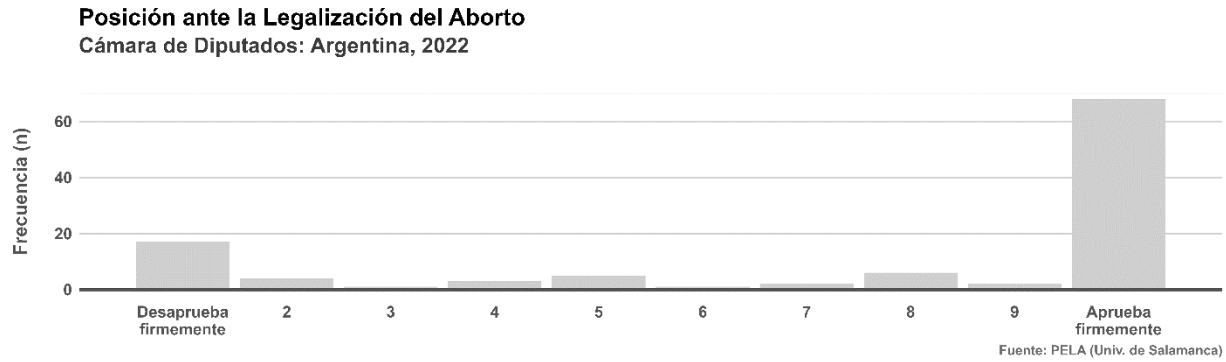
La Tabla App-4 presenta los resultados de tres especificaciones del modelo. Los resultados indican consistentemente que las probabilidades de nominar a una mujer en el primer lugar son significativamente más altas entre las listas del Frente de Izquierda y Trabajadores. Las listas peronistas y socialistas son indistinguibles del baseline. Las listas de Juntos por el Cambio y de la UCR son en general menos favorables a la nominación de mujeres, aunque esas diferencias son débiles estadísticamente.

Otros predictores están también asociados con la nominación. Primero, tras la adopción de la Ley de Paridad, aun cuando la reforma no estableció exigencias sobre quién debía encabezar la lista, las probabilidades de nominar una mujer mejoraron. Segundo, la concurrencia de las elecciones de diputados con las elecciones de senadores también mejora las chances de nominar una mujer: la concurrencia parece permitir a los partidos balancear la composición de listas. Tercero, las probabilidades de nominar a una mujer al tope de la lista son menores en años de elección presidencial. Cuarto, si bien muy débil estadísticamente, los partidos parecen ser más reacios a nominar mujeres cuanto más cerca se encuentran de la cuota de asignación—es decir, cuanto más cerca están de obtener una (y sólo una) banca. En cambio, cuanto más lejos están de obtener una banca o cuanto más confiados están de obtener más de una, las chances de nominar una mujer parecen ser mayores.

El cuerpo principal del artículo reporta la probabilidad esperada de nominar a una mujer en el primer lugar de la lista para cada uno de los partidos principales en la muestra.

V. Preferencias de los Legisladores

A fin de examinar las preferencias de los legisladores hacia la legalización del aborto, se examinan datos del Proyecto de Elites Latinoamericanas de la Universidad de Salamanca (PELA-USAL; véase Alcántara 2023). La muestra se compone de 110 entrevistas, que representan 42.8% de los miembros de la Cámara, realizadas entre abril y mayo de 2022.



La legalización del aborto fue aprobada en 2020, tras un intento fallido en 2018. En ambos casos, la legalización tuvo la aprobación de la Cámara de Diputados; ambas votaciones tuvieron resultados muy estrechos.

La encuesta consultó a los entrevistados “con qué firmeza aprueba o desaprueba la legalización del aborto”, que los entrevistados podían responder en una escala de 10 puntos, donde los extremos fueron "desaprueba firmemente" y "aprueba firmemente".

La figura anterior presenta la distribución de las preferencias de los legisladores argentinos de acuerdo a las entrevistas realizadas por PELA-USAL. Primero, en contraste con los resultados de las votaciones en el recinto, las respuestas de los legisladores muestran actitudes significativamente

favorables a la legalización. Segundo, las respuestas recolectadas presentan una clara distribución bimodal: el grupo más numeroso de legisladores "aprueba firmemente" la legalización, mientras que el segundo grupo se ubica en el extremo opuesto.

Para estimar el efecto de la posición ideológica, creencias religiosas y sexo de los entrevistados sobre sus preferencias, se estimó un modelo logístico:

$$y_i \begin{cases} 0 \; if \; aborto < 9 \\ 1 \; if \; aborto \geq 9 \end{cases}$$

$$Pr(y_i = 1) = logit^{-1}(X_i\beta)$$

$$X_i\beta = \alpha + \beta_1 ideo_i + \beta_2 creyente_i + \beta_3 mujer_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i$$

donde y_i es un indicador binario que representa si el entrevistado i respondió estar firmemente de acuerdo con la legalización del aborto, modelado por una distribución Bernoulli, donde β captura el efecto del vector X de predictores de interés, γ captura el efecto del vector Z de factores potencialmente intervinientes, α es una constante, y ε_i es un término de error.

Dada la distribución bimodal de las actitudes de los legisladores hacia el aborto, la codificación de la variable dependiente intenta identificar las expresiones de fuerte apoyo: $y_i = 1$ cuando el indicador 9 o 10, en una escala de 10 puntos; $y_{ji} = 0$ en todos los demás casos. De todos modos, los principales hallazgos no se modifican significativamente usando un umbral más bajo ($aborto \geq 8$), ni tampoco si se excluyen del análisis los valores intermedios ($2 < aborto < 9$).

La encuesta incluye una medida de auto-posicionamiento ideológico: se pide a los legisladores que, en una escala de 1-10, donde 10 es la extrema derecha, se ubiquen a ellos mismos. Sin embargo, la validez de tales indicadores de auto-posicionamiento ideológico ha sido con frecuencia cuestionada.

La encuesta incluye, además, dos sets de preguntas sobre aspectos sustantivos del posicionamiento ideológico de los legisladores. Primero, la encuesta incluye cinco preguntas sobre preferencias de política pública en temas económicos, tales como la adopción de políticas para reducir la desigualdad entre ricos y pobres, la propiedad estatal de empresas, la responsabilidad estatal en la creación de empleos, la provisión de pensiones/jubilaciones, etc. Segundo, la encuesta incluye cuatro preguntas sobre preferencias en temas morales o personales (que en inglés comúnmente se llamarían social issues), tales como matrimonio entre personas del mismo sexo, despenalización de las drogas, pena de muerte y eutanasia. A partir de las preferencias sobre aspectos sustantivos, se construyó un indicador compuesto de posición ideológica, utilizando Análisis de Componentes Principales (PCA). La primera dimensión extraída explica 38.3% de la variación, y está principalmente correlacionada con los componentes económicos.

Tabla App-5. Probabilidad de aprobar la legalización del aborto
Cámara de Diputados: Argentina, 2022

	Modelo 5-1	Modelo 5-2	Modelo 5-3
Posición ideológica	-0.7543***		
	(0.1896)		
Auto-posicionamiento ideológico		-0.8340***	
		(0.2083)	
Frente de Todos			2.2644**
			(0.7434)
Unión Cívica Radical			0.5608
			(0.8577)
Propuesta Republicana			-0.4768
			(0.8029)
Mujer	0.9786†	1.5612**	1.6856**
	(0.5655)	(0.5693)	(0.5858)
Cree en Dios	-2.6660**	-2.3563**	-3.0155***
	(0.8106)	(0.7616)	(0.7408)
Edad	-0.0554†	-0.0574†	-0.0402
	(0.0297)	(0.0293)	(0.0278)
Soltero/a	-0.7186	-0.6659	-0.4326
	(0.9852)	(1.0369)	(0.9622)
Tiene hijos	-0.4014	-0.3782	-0.4590
	(0.9485)	(1.0849)	(0.9572)
Experiencia legislativa	-0.2113	-0.2935	0.0114
	(0.5791)	(0.5639)	(0.5636)
Constante	5.7865**	9.6252***	3.8421†
	(2.0429)	(2.7126)	(2.0191)
Observaciones	103	109	110
Log Likelihood	-44.5299	-46.2111	-48.6341
AIC	105.0598	108.4222	117.2682
BIC	126.1376	129.9530	144.2730

Todos los predictores son variables dicotómicas, con excepción de edad y las medidas de posición ideológica.
Errores standard, entre paréntesis
† p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

La Tabla App-5 presenta los resultados de tres especificaciones del modelo. El primer modelo replica la ecuación presentada, donde la ideología está modelada a partir del indicador compuesto. Los otros dos modelos son incluidos como indicación de la robustez del modelo principal: el segundo modelo

utiliza la posición ideológica (auto reportada) por el legislador, mientras que el tercer modelo incluye tres predictores dicotómicos según pertenencia partidaria.[3]

Los resultados indican que la posición ideológica y las creencias religiosas tienen una influencia estadísticamente significativa sobre las preferencias de los legisladores. La probabilidad de aprobar la legalización del aborto es menor a cuanto más a la derecha se ubica la posición ideológica del legislador, y cuando el legislador expresa creer en Dios. Las mujeres, por su parte, son en promedio más favorables, aunque el efecto no es significativo en todos los modelos.

El cuerpo principal del artículo reporta la probabilidad esperada de apoyar la legalización del aborto para legisladores con diferentes posiciones ideológicas y creencias religiosas.

VI. Actitudes de los Votantes

A fin de examinar las actitudes de los votantes hacia la elección de mujeres y hacia las cuotas de género, se recolectó una muestra representativa a nivel nacional, entre el 22 y el 30 de marzo de 2023, en el marco de la Encuesta de Satisfacción Política y Opinión Pública, ESPOP, realizada regularmente por la Universidad de San Andrés.

La ESPOP es una encuesta regular bimensual. La Encuesta entrevista regularmente a una muestra aleatoria de alrededor de mil adultos, de 18 años de edad en adelante, conectados a internet, en Argentina. La muestra aplica cuotas por sexo, edad y nivel socioeconómico para reconstruir la composición de la población. La encuesta se realiza en ocho regiones del país: NOA, NEA, Cuyo, Centro, Sur, y Buenos Aires es dividida a su vez en tres áreas, Ciudad de Buenos Aires, Gran Buenos Aires e interior de la Provincia de Buenos Aires.[4]

La encuesta versa sobre satisfacción con la marcha general de las cosas, el desempeño de los poderes políticos y las políticas públicas, la aprobación del gobierno y sobre la opinión respecto de los principales líderes políticos nacionales. Entre ese set amplio de temas cubiertos por la encuesta se incluyó un set específico para el presente estudio:

> Hablemos del lugar que ocupa la mujer en nuestro país, y de las relaciones entre hombres y mujeres en general. Respecto a las afirmaciones que aparecen a continuación, ¿Ud. diría que está muy de acuerdo, de acuerdo, ni de acuerdo ni en desacuerdo, en desacuerdo, o muy en desacuerdo?
>
> "En nuestro país, los hombres tienen más derechos que las mujeres."

[3]En los datos aparecen cinco partidos políticos, junto con una categoría residual de "Otros partidos" (n = 14). La variable UCR combina a los legisladores identificados como UCR (n = 17) junto los identificados como Evolución Radical (n =4).

[4] Una descripción de la ESPOP está disponible en: <https://web.udesa.edu.ar/espop>, consultado: 15-abr.-2023.

"Las leyes de paridad de género, al reservar lugares para las mujeres, lo que hacen es crear nuevos privilegios."

"Un gobierno en el que las mujeres ocupan la mitad de los cargos es un gobierno más democrático."

Los entrevistados podían manifestar su acuerdo o desacuerdo en una escala de cinco puntos, en la cual dos categorías indicaban acuerdo, la categoría central indicaba indiferencia ("ni de acuerdo ni en desacuerdo"), y las restantes dos categorías indicaban desacuerdo.

Para estimar el efecto del género y alineamiento político de los entrevistados sobre sus actitudes, se estimó un modelo logístico:

$$y_i \begin{cases} 0 \; if \; acuerdo < 4 \\ 1 \; if \; acuerdo \geq 4 \end{cases}$$

$$Pr(y_i = 1) = logit^{-1}(X_i\beta)$$

$$X_i\beta = \alpha + \beta_1 FdT_i + \beta_2 JxC_i + \beta_3 FIT_i + \beta_4 LLA_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i$$

donde y_{ji} es un indicador binario que representa si el entrevistado i estuvo de acuerdo (o muy de acuerdo) con la afirmación ofrecida, modelado por una distribución Bernoulli, donde β captura el efecto del vector X de predictores de interés, γ captura el efecto del vector Z de factores potencialmente intervinientes, α es una constante, y ε_i es un término de error. El vector X de predictores incluye cuatro indicadores dicotómicos que registran la intención de voto en las elecciones presidenciales de 2023: el Frente de Todos (FdT), Juntos por el Cambio (JxC), el Frente de Izquierda y Trabajadores (FIT), y La Libertad Avanza (LLA). El vector Z incluye controles sociodemográficos tales como edad, nivel educativo, estrato social, etc.

Tabla App-6. **Probabilidad de acordar con tres afirmaciones sobre igualdad de género**
Cámara de Diputados: Argentina, 2022

	Modelo 6-1	Modelo 6-2	Modelo 6-3
	Los hombres tienen más derechos	Las leyes de paridad crean privilegios	Un gobierno paritario es más democrático
Votante del Frente de Todos	1.2862***	-0.6693*	1.5406***
	(0.2525)	(0.2771)	(0.2511)
Votante de Juntos por el Cambio	-0.2589	0.5859**	-0.1040
	(0.2000)	(0.1880)	(0.2012)
Votante del Frente de Izquierda	1.6649***	-0.4356	1.6049***
	(0.4085)	(0.3822)	(0.3771)
Votante de La Libertad Avanza	-0.8940***	0.5753**	-0.2639
	(0.2593)	(0.2102)	(0.2402)
Mujer	1.1408***	0.0319	0.9364***
	(0.1593)	(0.1519)	(0.1592)
Edad	-0.0038	-0.0014	0.0147*
	(0.0059)	(0.0056)	(0.0059)
Sec. completo, hasta univ. incompleto	0.2849	0.3245	-0.2617
	(0.2836)	(0.2838)	(0.2670)
Universitario completo, o más	0.5289	0.7116*	-0.4277
	(0.3370)	(0.3322)	(0.3259)
NSE medio bajo	0.5081*	0.0073	-0.1367
	(0.2006)	(0.1966)	(0.1980)
NSE medio alto	0.2741	-0.2880	-0.1809
	(0.2153)	(0.2117)	(0.2121)
NSE alto	-0.1774	0.2898	-0.6205*
	(0.2674)	(0.2410)	(0.2700)
Desempleado	-0.3290	0.0328	-0.2123
	(0.3161)	(0.2899)	(0.3071)
Retirado/Jubilado	-0.3298	0.2053	-0.3166
	(0.2857)	(0.2700)	(0.2750)
Constante	-1.3586***	-0.9849**	-1.3825***
	(0.3954)	(0.3814)	(0.3835)
Observaciones	912	884	912
Log Likelihood	-528.2672	-561.1990	-538.0044
AIC	1,084.5340	1,150.3980	1,104.0090
BIC	1,151.9530	1,217.3800	1,171.4280

Todos los predictores son variables dicotómicas, con excepción de edad.
Errores standard, entre paréntesis
† p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

La Tabla App-6 presenta los resultados de tres modelos independientes: cada modelo utiliza una variable dependiente diferente. Los tres modelos incluyen dummies partidarias, por lo cual el baseline de esos predictores son los votantes de otros partidos, independientes o indecisos.

El primer modelo presenta la probabilidad de estar de acuerdo (o muy de acuerdo) con la existencia de desigualdades entre hombres y mujeres, y los resultados indican que existen diferencias significativas en el diagnóstico según género y según partido político de los entrevistados. Las mujeres, por un lado, indican con mayor frecuencia la existencia de desigualdades de género. Los alineamientos partidarios, por otro lado, tienen también una fuerte asociación con las actitudes. Los votantes del Frente de Todos y del Frente de Izquierda con mayor frecuencia señalan existencia de desigualdades entre hombres y mujeres. Los votantes de Juntos por el Cambio, en comparación con los votantes de los partidos a la izquierda, son más reacios a reconocer la existencia de desigualdades, aunque estadísticamente indistinguibles al baseline. Por último, los votantes de extrema derecha son quienes expresan las actitudes más resistentes a aceptar la misma existencia de desigualdades.

El segundo modelo presenta la probabilidad de estar de acuerdo (o muy de acuerdo) con el efecto injusto o distorsivo del uso de reglas paritarias en la elección de cargos políticos. En contraste con las opiniones sobre la existencia de desigualdades presentada antes, las mujeres no son más favorables que los hombres al uso de acciones afirmativas, una vez que se contrala el efecto de otros predictores. En cambio, los alineamientos partidarios están significativamente asociados con las actitudes de los votantes hacia el uso de cuotas de género. Los votantes de Juntos por el Cambio y de La Libertad Avanza comparten posiciones virtualmente idénticas, y manifiestan que las leyes paritarias son injustas con significativa más frecuencia que el baseline. Los votantes del Frente de Todos y del Frente de Izquierda, en cambio, son con menos frecuencia críticos de las normas de paridad, aunque estadísticamente indistinguibles del baseline.

El tercer modelo presenta la probabilidad de estar de acuerdo (o muy de acuerdo) con la naturaleza democrática de la inclusión de mujeres en posiciones gubernamentales. Los resultados indican que existen diferencias significativas según el alineamiento político de los entrevistados, y además, tal como se observa en el diagnóstico de la desigualdad, aparecen también diferencias según género. Por un lado, las mujeres indican con mayor frecuencia que un gobierno donde los cargos políticos se reparten en forma paritaria es más democrático. Por otro lado, los alineamientos partidarios tienen, una vez más, una fuerte asociación con las actitudes de los votantes. Entre los votantes peronistas y de izquierda predomina la idea de que la paridad entre hombres y mujeres es constitutiva de un gobierno democrático. A la derecha del espectro político, por el contrario, los votantes dan significativamente menor importancia a la inclusión de mujeres.

El cuerpo principal del artículo reporta la probabilidad esperada de acordar con los statements propuestos para votantes de diferente género, con diferentes alineamientos partidarios.

VII. Codificación de Partidos Políticos: Electos

Entre 1983 y 2021, un total de 4,090 partidos compitieron en elecciones de diputados nacionales; de ellos, 1,123 partidos ganaron bancas en la Cámara.

A fin de estimar el efecto del partido sobre las probabilidades de elegir una mujer diputada, los partidos que obtuvieron escaños fueron agrupados según aparecen a continuación. La columna derecha indica la cantidad de observaciones en el set de datos. Los restantes partidos, no incluidos en el listado, componen el baseline de los modelos estimados para legisladores electos.

Este listado se diferencia del listado en la sección IX, "Codificación de Partidos Políticos: Candidaturas," en que este listado (a) comprende un período más extenso y (b) se limita a partidos que ganaron bancas.

Partido Justicialista ($n = 467$)

Nombre	n
Justicialista	142
Frente para la Victoria	103
Frente de Todos	44
Frente Justicialista Popular	34
Frente Justicialista	16
Frente Justicialista de Liberación	13
Frente Justicialista para la Victoria	9
Frente de la Victoria	5
Unión por Córdoba	5
Concertación Justicialista para el Cambio	4
Frente Justicialista Entrerriano	4
Frente para el Cambio	4
Frente de la Esperanza	3
Frente de la Unidad	3
Frente Justicialista Federal	3
Frente Chaco Merece Mas	2
Frente Cívico para la Victoria	2
Frente Justicialista de la Esperanza	2
Frente Justicialista para la Producción y la Estabilidad	2
Frente Justicialista Riojano	2
Hacemos por Córdoba	2
Alianza Santa Fe Federal	1
Concertación Justicialista	1
Frente Ciudadano para la Victoria	1
Frente Ciudadano y Social	1
Frente Córdoba Ciudadana	1
Frente Correntinos por el Cambio	1
Frente de la Victoria Justicialista	1
Frente de Unidad Popular	1
Frente del Pueblo Riojano	1
Frente Entrerriano para la Producción y el Trabajo	1
Frente Fundacional Justicialista	1
Frente Fundacional por el Cambio	1
Frente Justicialista Bonaerense	1
Frente Justicialista Chaco Merece Mas	1
Frente Justicialista Chubutense	1
Frente Justicialista Compromiso por Mendoza	1
Frente Justicialista de la Renovación	1
Frente Justicialista de la Unidad	1
Frente Justicialista de Unidad Popular	1
Frente Justicialista de Unidad y Solidaridad	1
Frente Justicialista del Pueblo	1
Frente Justicialista Es Posible	1
Frente Justicialista para el Cambio	1
Frente Justicialista para la Democracia y la Participación	1
Frente Justicialista Popular Santacruceño	1
Frente Justicialista por Santa Fe	1
Frente Justicialista por Tucumán	1
Frente Justicialista Provincial	1
Frente Justicialista Renovador	1
Frente Justicialista Somos Entre Ríos	1
Frente Justicialista Todos para el Cambio	1
Frente Justicialista Unión por San Luis	1
Frente Justicialista Entrerriano	1
Frente Movimiento Popular	1
Frente para la Unidad	1
Frente para la Victoria - Encuentro Popular para la Victoria	1
Frente para la Victoria - Renovador de Salta	1
Frente para la Victoria Riojana	1

Frente por la Integración	1
Frente Proyecto Corrientes	1
Frente Renovador Justicialista	1
Frente Somos Mendoza	1
Frente Todos	1
Frente Unidad Justicialista San Luis	1
Frente Unidad y Renovación	1
Frente Unidos por Catamarca	1
Frente Unión por San Juan	1
Fuerza San Luis	1
Juntos Podemos Mas	1
Justicialista - Frente Justicialista para la Victoria	1
Justicialista - Provincial Rionegrino	1
Justicialista - Unión del Centro Democrático	1
Justicialista para la Victoria	1
Movimiento de Afirmación Popular	1
Todos por Entre Ríos	1
Unidad Ciudadana	1
Unidad Ciudadana para la Victoria	1
Unidad de los Neuquinos para el Cambio	1
Unidad Porteña	1
Unidos por San Juan	1
Unión de Fuerzas Sociales	1
Unión por Buenos Aires	1
Unión por Un Nuevo Chaco	1

Unión Cívica Radical ($n = 251$)

Nombre	n
Unión Cívica Radical	161
Frente Cívico y Social	13
Frente de Todos	11
Acuerdo Cívico y Social	6
Unión para el Desarrollo Social	6
Concertación para el Desarrollo	4
Frente Jujeño	4
Frente Pampeano Cívico y Social	4
Frente Progresista, Cívico y Social	2
Unión Cívica Radical - por la Patagonia	2
Unión para Vivir Mejor	2
Alianza Convergencia	1
Alianza Grande	1
Alianza Opositora	1
Alianza por la Pampa	1
Alianza por Mendoza	1
Alianza por San Juan	1
Alianza Unen	1
Concertación Plural	1
Concertación Una Nación Avanzada	1
Encuentro para el Cambio	1
Encuentro por Corrientes	1
Encuentro por Corrientes - Acuerdo Cívico y Social	1
Evolución	1
Frente Acuerdo Cívico y Social	1
Frente Alternativa Pampeana	1
Frente Amplio Formoseño	1
Frente Cambiemos para Crecer	1
Frente Cívico	1
Frente Cívico Federal - UDESO Mendoza	1
Frente Cívico Federal UCR-CONFE	1
Frente Cívico Jujeño	1
Frente de Todos - Autonomista	1
Frente de Unidad Provincial	1
Frente para los Correntinos	1
Frente Social Entre Ríos Tiene Futuro	1
Fuerza Cívica Riojana	1
Fuerza de Unidad Popular	1
Lema Riojano por el Trabajo y la Producción	1
Unión Cívica Radical - Alianza del Pueblo	1
Unión Cívica Radical - Alianza para la Patagonia	1
Unión Cívica Radical - Confederación Federalista Independiente	1
Unión Cívica Radical - Convergencia Democrática	1
Unión Cívica Radical - Movimiento Popular	1
Unión Cívica Radical - Movimiento Popular Catamarqueño	1
Unión Cívica Radical - Movimiento Popular Catamarqueño - Voz del Pueblo	1
Unión por Chaco	1

Juntos por el Cambio ($n = 80$)

Nombre	n
Juntos por el Cambio	27
Cambiemos	13
Cambia Mendoza	2
Cambiemos Buenos Aires	2
Cambiemos Rio Negro	2
Cambiemos Tierra del Fuego	2
Alianza Chaco Cambia + Juntos por el Cambio	1
Avanzar y Cambiemos por San Luis	1
Cambia Jujuy	1
Cambia Neuquén	1
Cambia Santa Cruz	1
Cambiemos - Fuerza Cívica Riojana	1
Cambiemos Chubut	1
Cambiemos Mendoza	1
Cambiemos País	1
Cambiemos para el Bicentenario	1

Cambiemos por San Juan	1
Cambiemos Salta	1
Eco + Juntos por el Cambio	1
Eco + Vamos Corrientes	1
Encuentro por Corrientes	1
Encuentro por Corrientes + Cambiemos	1
Frente Amplio Formoseño	1
Frente Amplio Formoseño Cambiemos	1
Frente Amplio Formoseño Juntos por el Cambio	1
Frente Cambia Jujuy	1
Frente Cambiemos	1
Frente Cambiemos la Pampa	1
Frente Cívico y Social - Cambiemos	1
Frente Jujeño Cambiemos	1
Juntos	1
Juntos por el Cambio +	1
Juntos por el Cambio Chubut	1
Juntos por Entre Ríos	1
Juntos por Formosa Libre	1
Juntos por la Rioja	1
Propuesta Frente Pampeano Cívico y Social	1
Unión para Vivir Mejor-Cambiemos	1

VIII. Codificación de Partidos Políticos: Candidaturas

Entre 2011 y 2021, 770 partidos compitieron en elecciones de diputados nacionales. A fin de estimar el efecto del partido sobre las probabilidades de nominar una mujer en el primer lugar de la lista, esos partidos fueron agrupados según aparecen a continuación. La columna derecha indica la cantidad de observaciones en el set de datos.

Los restantes partidos, no incluidos en el listado, componen el baseline de los modelos estimados para candidaturas.

Este listado se diferencia del listado en la sección VIII, "Codificación de Partidos Políticos: Electos," en que este listado (a) comprende un período más breve y (b) abarca todos los partidos que compitieron en la elección general, incluyendo aquellos que no obtuvieron bancas.

Frente para la Victoria ($n = 154$)

Nombre	n
Frente para la Victoria	69
Frente de Todos	47
Justicialista	6
Frente Justicialista	3
Unión por Córdoba	3
Frente Justicialista para la Victoria	2
Hacemos por Córdoba	2
Unidad Ciudadana	2
Frente Chaco Merece Mas	1
Frente Ciudadano para la Victoria	1
Frente Ciudadano y Social	1
Frente Cívico para la Victoria	1
Frente Córdoba Ciudadana	1
Frente de la Victoria	1
Frente de Unidad Ciudadana	1
Frente Justicialista por Tucumán	1
Frente Justicialista Riojano	1
Frente Justicialista Somos Entre Ríos	1
Frente para la Victoria Riojana	1
Frente Somos Mendoza	1
Frente Tierra de Unión	1
Frente Todos	1
Frente Unidad Justicialista San Luis	1
Frente Unidad y Renovación	1
Fuerza San Luis	1
Juntos Podemos Mas	1
Unidad Ciudadana para la Victoria	1
Unidad Porteña	1

Unión Cívica Radical ($n = 51$)

Nombre	n
Unión Cívica Radical	23
Unión para el Desarrollo Social	7
Frente Cívico y Social	3
Frente Progresista, Cívico y Social	3
Frente Pampeano Cívico y Social	2
Unión para Vivir Mejor	2
Alianza Unen	1
Compromiso Cívico Neuquino	1
Encuentro por Corrientes	1
Evolución	1
Frente Acuerdo Cívico y Social	1
Frente Amplio Formoseño	1
Frente Cívico Federal - UDESO Mendoza	1
Frente Jujeño	1
Fuerza Cívica Riojana	1
Unión para el Desarrollo Social - Frente Unidos por San Luis	1
Unión por Chaco	1

Juntos por el Cambio ($n = 89$)

Nombre	n
Juntos por el Cambio	31
Cambiemos	16
Cambia Mendoza	2
Cambiemos Buenos Aires	2
Cambiemos Chubut	2
Cambiemos Rio Negro	2
Cambiemos Tierra Del Fuego	2
Alianza Chaco Cambia + Juntos por el Cambio	1
Avanzar y Cambiemos por San Luis	1
Cambia Jujuy	1
Cambia Neuquén	1
Cambia Santa Cruz	1
Cambiemos - Fuerza Cívica Riojana	1
Cambiemos Mendoza	1
Cambiemos País	1
Cambiemos para el Bicentenario	1
Cambiemos por San Juan	1
Cambiemos Salta	1
Eco + Juntos por el Cambio	1
Eco + Vamos Corrientes	1
Encuentro por Corrientes	1
Encuentro por Corrientes + Cambiemos	1
Frente Amplio Formoseño	1
Frente Amplio Formoseño Cambiemos	1
Frente Amplio Formoseño Juntos por el Cambio	1
Frente Cambia Jujuy	1
Frente Cambiemos	1
Frente Cambiemos la Pampa	1
Frente Cívico y Social - Cambiemos	1
Frente Jujeño Cambiemos	1
Juntos	1
Juntos por el Cambio +	1
Juntos por el Cambio - Cambia la Rioja	1
Juntos por el Cambio Chubut	1
Juntos por Entre Ríos	1
Juntos por Formosa Libre	1
Juntos por la Rioja	1
Propuesta Fte. Pampeano Cívico y Social	1
Unión para Vivir Mejor-Cambiemos	1

Frente de Izquierda y Trabajadores ($n = 100$)

Nombre	n
Frente de Izquierda y de los Trabajadores	36
Frente de Izq. y de Trabajadores – Unidad	29
Obrero	17
Movimiento Socialista de los Trabajadores	7
Del Obrero	6
De los Trabajadores Socialistas	2
De Trabajadores por el Socialismo	1
Frente de Izquierda – Nueva Izquierda	1
Frente de Izquierda y de los Trabajadores - Obrero + Izquierda por una Opción Socialista	1

Partido Socialista ($n = 43$)

Nombre	n
Socialista	15
Frente Amplio Progresista	12
Alianza Progresistas	5
Frente Progresista, Cívico y Social	3
Frente Amplio Progresista–CC–ARI	1
Frente Avancemos	1
Frente Neuquino	1
Frente Progresista	1
Frente Progresista Cívico y Social	1
Frente Progresista Pampeano	1
Frente Progresista Popular	1
Frente Progresista Sur	1

IX. Referencias

Alcántara, Manuel. dir. 2023. *Proyecto Élites Latinoamericanas: 1994-2021*. Salamanca: Universidad de Salamanca.

Alles, Santiago. 2018. Equilibrar el terreno: instituciones electorales e incorporación de mujeres en las legislaturas provinciales en Argentina. *Mujeres en la Política: Experiencias nacionales y subnacionales en América Latina*, editado por Flavia Freidenberg, Mariana Caminotti, Betilde Muñoz-Pogossian, y Tomáš Došek. Ciudad de México: Instituto Electoral de la Ciudad de México, pp. 167-192.

Cox, Gary W. 1997. *Making Votes Count: Strategic Coordination in the World's Electoral Systems*. New York, NY: Cambridge University Press.

Duverger, Maurice. 1964. *Political Parties: Their Organization and Activity in the Modern State*. London, UK: Methuen.

Ferrari, Silvia L. P., and Francisco Cribari-Neto. 2004. Beta Regression for Modelling Rates and Proportions. *Journal of Applied Statistics*, 31 (7): 799-815.

Funk, Kendall D., Magda Hinojosa, and Jennifer M. Piscopo. 2017. Still Left Behind: Gender, Political Parties, and Latin America's Pink Tide. *Social Politics* 24 (4): 399-424.

Gelman, Andrew, and Jennifer Hill. 2007. *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. New York, NY: Cambridge University Press.

Hilbe, Joseph M. 2014. *Modeling Count Data*. New York, NY: Cambridge University Press.

Jones, Mark P. 2009. Gender Quotas, Electoral Laws, and the Election of Women: Evidence from the Latin American Vanguard. *Comparative Political Studies*, 42 (1): 56-81.

Long, J. Scott. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, CA: Sage

Ospina, Raydonal, and Silvia L.P. Ferrari. 2012. A general class of zero-or-one inflated beta regression models. *Computational Statistics and Data Analysis*, 56 (6): 1609-1623.

Ospina, Raydonal, and Silvia L.P. Ferrari. 2010. Inflated Beta Distributions. *Statistical Papers*, 51 (1): 111-126.

Riker, William H. 1982. "The Two-Party System and Duverger's Law: An Essay on the History of Political Science." *The American Political Science Review*, 76 (4): 753-766.

Schwindt-Bayer, Leslie A. 2010. *Political Power and Women's Representation in Latin America*. New York, NY: Oxford University Press.

Taagepera, Rein. 2007. *Predicting Party Sizes: The Logic of Simple Electoral Systems*. Oxford University Press.