

Magnitud de distrito y representación femenina

Evidencia de Argentina y América Latina

Adrián Lucardi* y Juan Pablo Micozzi**

Resumen

En este trabajo argumentamos que el efecto global de la magnitud de distrito sobre la representación femenina es ambiguo, dado que la magnitud de distrito puede aumentar tanto (a) la magnitud partidaria—lo que promueve la elección de mujeres—como (b) el número de listas que obtienen escaños—que la dificulta, ya que las listas marginales suelen estar encabezadas por hombres. Para identificar el efecto de interés, explotamos el hecho de que la Cámara de Diputados argentina y la legislatura de la provincia de Buenos Aires eligen la mitad de sus miembros cada dos años, lo que hace que algunos distritos tengan magnitudes distintas en elecciones concurrentes y de medio término. Los resultados reflejan un efecto positivo pero débil de la magnitud de distrito sobre la representación femenina, que puede descomponerse en un efecto positivo impulsado por la magnitud de partido y uno negativo explicado por el número de listas que obtienen escaños. Un análisis adicional de siete países latinoamericanos arroja resultados similares.

Palabras clave: magnitud de distrito, representación femenina, cuotas de género

District Magnitude and Female Representation: Evidence from Argentina and Latin America

Abstract

We claim that the overall effect of district magnitude on female representation is ambiguous because district magnitude increases both (a) party magnitude—which promotes the election of women, and (b) the number of lists getting seats—which hampers it, as marginal lists are usually headed by men. For identification, we exploit the fact that the Argentine Chamber of Deputies and the Buenos Aires legislature elect half of their members every two years, and thus some districts have varying magnitudes in concurrent and midterm elections. We find a positive but weak effect of district magnitude on female representation, which can be decomposed into a positive effect driven by party magnitude and a negative one channeled by the number of lists getting seats. We find similar results in a sample of seven Latin American countries.

Keywords: District Magnitude, Female Representation, Gender Quotas

Esta obra se publica bajo licencia Creative Commons 4.0 Internacional.
(Atribución-No Comercial-Compartir Igual)

<https://doi.org/10.59339/de.v63i239.614>

Fecha de recepción: 27 de marzo de 2023
Fecha de aprobación: 5 de julio de 2023



* ITAM, Ciudad de México. Contacto: adrian.lucardi@itam.mx

** ITAM, Ciudad de México. Contacto: juan.micozzi@itam.mx

Publicado originalmente como: "District Magnitude and Female Representation: Evidence from Argentina and Latin America," *American Journal of Political Science*, 66(2), 2022, 318-336. DOI: <https://doi.org/10.1111/ajps.12575>. Traducción a cargo de los autores. La Información Complementaria (en adelante, IC) se encuentra disponible (en inglés) en el siguiente enlace: <https://onlinelibrary.wiley.com/action/downloadSupplement?doi=10.1111%2Fajps.12575&file=ajps12575-sup-0001-SuppMat.pdf> Agradecemos a la Asociación Mexicana de Cultura, A.C. por su apoyo financiero. Paula Tussie proporcionó excelente ayuda de investigación. Ernesto Calvo, Todd Mitton, Santiago Alles, Mark P. Jones,

¿Pueden las instituciones electorales mejorar la representación de género? De ser así, ¿cuáles de ellas y mediante qué mecanismos? En este trabajo, examinamos cómo la magnitud de distrito—el número de escaños elegidos en un distrito en una elección determinada—y las cuotas de género afectan la elección de legisladoras. Si bien ambos factores han recibido considerable atención en la literatura, hay dos cuestiones que quedan por dilucidar. En primer lugar, aunque está ampliamente aceptado que la eficacia de las cuotas depende factores como su generosidad (Rosen 2017; Schwindt-Bayer 2009), la obligación de nominar mujeres en posiciones elegibles (Dahlerup y Freidenvall 2005; Jones, Alles y Tchintian 2012; Rosen 2017; Schwindt-Bayer 2009; Tripp y Kang 2008) y del uso de listas cerradas (González-Eiras y Sanz 2021; Schwindt-Bayer 2009; Thames y Williams 2010), su interacción con la magnitud de distrito ha recibido escasa atención. En segundo lugar, en qué medida la asociación positiva entre la magnitud de distrito y la representación femenina (Krook 2018; Matland 1993; Matland y Taylor 1997; Reynolds 1999; Schwindt-Bayer 2010) refleja una relación *causal* es una cuestión abierta. Los distritos que eligen más bancas tienden a ser más urbanos y socialmente diversos (Gerring et al. 2015; Monroe y Rose 2002), lo que podría afectar las oportunidades laborales de las mujeres, las actitudes de los votantes hacia ellas o las decisiones de nominación de los líderes partidarios independientemente de la magnitud de distrito (Roberts, Seawright y Cyr 2013; Salmond 2006; Schmidt 2009). Comparar elecciones para diferentes cámaras en un mismo distrito (Roberts, Seawright y Cyr 2013) no resuelve el problema, ya que el comportamiento electoral en distintos niveles puede estar correlacionado (Fiva y Folke 2016). Por ejemplo, un partido que coloca a una mujer en el primer puesto de la lista del Senado puede compensar nominando a un hombre al tope de la lista de la Cámara de Diputados, y viceversa. Asimismo, la presencia de elecciones concurrentes puede inducir a los votantes a apoyar a un mismo partido para todos los cargos en disputa.

En este trabajo ampliamos la literatura existente en términos tanto teóricos como empíricos. En primer lugar, argumentamos que en un escenario en el que los líderes partidarios son reacios a nominar candidatas mujeres en ausencia de cuotas de género—una suposición razonable tanto en Argentina como en América Latina—, el efecto *global* de la magnitud de distrito sobre la representación femenina será ambiguo. Dicho efecto es el producto de dos mecanismos que apuntan en direcciones opuestas. Por un lado, a medida que la magnitud de distrito aumenta, los partidos con representación obtienen más escaños; como por lo general las candidatas mujeres se ubican en posiciones más bajas que los hombres, su probabilidad de ser elegidas también aumenta. Por otro lado, incrementar la magnitud de distrito permite a los partidos pequeños obtener su(s) primer(os) escaño(s). En la medida en que las listas de estos partidos estén mayormente encabezadas por hombres, la representación femenina no aumentará; de hecho, puede

disminuir si se mide como el porcentaje de mujeres elegidas. El impacto global de la magnitud de distrito dependerá de cuál de estas dos fuerzas predomine: en la medida en que aumente la magnitud partidaria—el número de escaños que reciben los partidos con representación—, la representación femenina aumentará; pero si aumenta el número de partidos que obtienen escaños, el efecto sobre la elección de mujeres será negativo.

En segundo lugar, examinamos este argumento con datos a nivel de distrito de tres muestras distintas. Para identificar el efecto de interés, explotamos el hecho de que los calendarios electorales escalonados empleados para elegir la Cámara de Diputados argentina (1985-2017) y la legislatura de la provincia de Buenos Aires (1985-2015) proporcionan una fuente exógena de variación en la magnitud de distrito. Cada provincia argentina elige la mitad de su delegación legislativa cada dos años, por lo que las 19 provincias con un número impar de diputados tienen diferentes magnitudes en elecciones concurrentes y de medio término. En la provincia de Buenos Aires, la mitad de los distritos electorales elige diputados provinciales en elecciones concurrentes y senadores en las de medio término, mientras que la otra mitad sigue el patrón opuesto. Dado que la Cámara provincial es el doble de grande que el Senado, la magnitud de distrito varía por un factor de 2 dentro del mismo distrito cada dos años. Finalmente, como comprobación de validez externa analizamos una muestra de siete legislaturas latinoamericanas que eligen a sus miembros usando un sistema de representación proporcional (RP) con listas cerradas y bloqueadas, junto a las cinco provincias argentinas que eligen un número par de diputados. En este caso, la variación en la magnitud de distrito proviene de cambios en el tamaño de la legislatura y de reasignaciones impulsadas por el censo.

Nuestros resultados arrojan tres conclusiones principales. En primer lugar, la magnitud de distrito tiene un efecto positivo pero débil y estadísticamente no significativo sobre el porcentaje de mujeres elegidas en un distrito, aunque solo en Argentina y Buenos Aires después de la adopción de cuotas; en la muestra latinoamericana, el efecto global es nulo. En segundo término, la magnitud de distrito aumenta tanto el número de listas que obtienen escaños (en todas las muestras) como la magnitud partidaria (en Argentina y Buenos Aires). En tercer lugar, a medida que más listas obtienen escaños, la proporción de mujeres elegidas disminuye en todas las muestras. En contraste, las magnitudes partidarias más grandes solo tienen un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la representación femenina en la Cámara de Diputados argentina (donde la mayoría de los distritos son pequeños) y en el subconjunto de países latinoamericanos con una magnitud de 5 o menos. Considerados en conjunto, estos resultados apoyan el argumento de que el efecto global de la magnitud de distrito sobre la representación femenina es un promedio ponderado de un efecto positivo, impulsado por la magnitud partidaria, y uno negativo, canalizado por un aumento en el número de listas que obtienen escaños. Estos resultados pueden leerse como una advertencia sobre los riesgos de embarcarse en un proceso de ingeniería institucional, ya que la multiplicidad de efectos—algunos potencialmente compensatorios—puede llevar a resultados agregados no deseados.

Marco teórico

Existe amplio consenso en que las cuotas de género y las magnitudes de distrito grandes facilitan la elección de legisladoras. Al obligar a los partidos a incluir más mujeres en las listas partidarias, las cuotas obviamente aumentan el número de mujeres elegidas (Besley et al. 2017; Jones, Alles y Tchintian 2012; Krook 2018; Piscopo 2015; Schwindt-Bayer 2009, 2010; pero cf. Kunovich y Paxton 2005 y Reynolds 1999 para una visión alternativa) y promovidas (O'Brien y Rickne 2016). Sin embargo, su eficacia depende de la presencia de otras instituciones. Para comenzar, las cuotas deben ser suficientemente amplias y generosas (Rosen 2017; Schwindt-Bayer 2009). Debe haber normas obligando a nominar mujeres en posiciones elegibles (Jones, Alles y Tchintian 2012; Rosen 2017; Schwindt-Bayer 2009) y esas normas se deben hacer cumplir (Dahlerup y Freidenvall 2005; Htun y Jones 2002; Rosen 2017; Schwindt-Bayer 2009; Tripp y Kang 2008), lo que resulta intrínsecamente difícil en sistemas de listas abiertas (González-Eiras y Sanz 2021; Schwindt-Bayer 2009; Thames y Williams 2010). Por su parte, el efecto de la magnitud de distrito es menos claro. El grueso de la literatura postula un efecto positivo (Krook 2018; Matland 1993; Reynolds 1999; Thames y Williams 2010; Salmond 2006; Schwindt-Bayer 2010), pero algunos autores tienen una posición alternativa (Schmidt 2009). Incluso un efecto positivo puede ser pequeño en términos sustantivos: de acuerdo con Schwindt-Bayer (2010), aumentar la magnitud de distrito en América Latina desde su valor mínimo al máximo solo incrementaría la proporción de mujeres electas en 1.2 puntos porcentuales.

En el nivel más elemental, aumentar el número de mujeres electas requiere dos cosas: (a) que las listas de candidatos incluyan suficientes mujeres en posiciones elegibles;¹ y (b) que los partidos obtengan suficientes escaños para que dichas candidatas sean efectivamente elegidas.² Por razones de disponibilidad de datos, en este trabajo nos centramos en (b), es decir, en cómo la magnitud de distrito afecta a la elección de las mujeres tomando las candidaturas como dadas. Para ello, suponemos que los líderes partidarios se comportan como "cumplidores mínimos", es decir, que nominan al menor número de mujeres legalmente posible y las colocan tan abajo en la lista como lo permite la ley. Por ejemplo, si la legislación de cuotas establece que uno de cada tres candidatos debe ser una mujer, esperamos que los líderes partidarios las ubiquen en la tercera, sexta, novena posición de la lista, y así sucesivamente. El supuesto de cumplimiento mínimo significa entonces que las mujeres solo serán nominadas en posiciones elegibles cuando haya cuotas, e incluso entonces serán relegadas a posiciones de menor rango. En particular, pocas listas estarán encabezadas por mujeres.

Sin dudas, este supuesto no es válido en algunos contextos; en algunos países (europeos), nominar más mujeres en posiciones elegibles

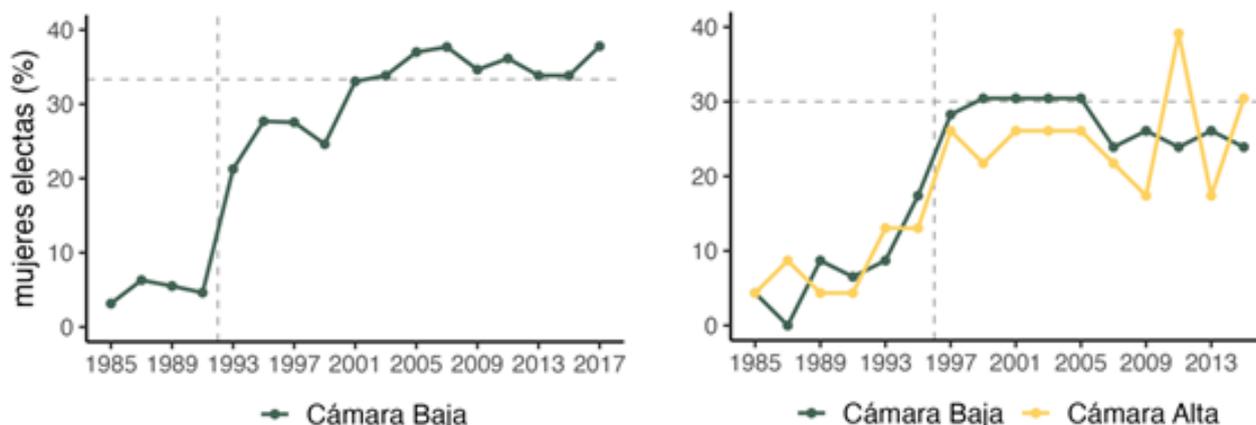
1 Por "posiciones elegibles" entendemos aquellas que están suficientemente altas en la lista partidaria para que ex ante los candidatos en dichas posiciones tengan una probabilidad alta de ser elegidos. Que una posición sea "elegible" depende entonces del número de escaños que un partido puede esperar obtener antes de la elección. En este trabajo nos concentramos en candidatos ubicados en las tres primeras posiciones de la lista porque en Argentina, Buenos Aires y América Latina, respectivamente el 75.9%, 71.4% y 76.1% de los legisladores electos ocupaban la primera, segunda o tercera posición en la lista partidaria.

2 Agradecemos a un dictaminador anónimo por sugerir esta caracterización.

puede maximizar la *performance* electoral de un partido (Casas-Arce y Saiz 2015; Matland 1993; Meserve, Pemstein y Bernhard 2020; Salmond 2006). Sin embargo, en Argentina (Jones 1998), América Latina (Jones, Alles y Tchintian 2012) e incluso España (Esteve-Volart y Bagues 2012), el supuesto de cumplimiento mínimo es una aproximación razonable a la realidad. El Gráfico 1 muestra que la proporción de mujeres elegidas a la Cámara de Diputados de Argentina y la legislatura de Buenos Aires aumentó de manera drástica e inmediata luego de la adopción de las cuotas de género. Si este efecto hubiera sido impulsado por una lógica de cumplimiento mínimo, la proporción de *candidatas* también debería haber aumentado de forma brusca, pero dichas candidatas deberían haber sido relegadas a posiciones menos atractivas. El Gráfico 2 muestra que eso fue precisamente lo que ocurrió en los dos principales partidos políticos argentinos, el Partido Justicialista (PJ) y la Unión Cívica Radical (UCR):³ las cuotas no tuvieron ningún impacto en la proporción de mujeres nominadas en la primera posición de la lista, pero suscitaron un gran aumento en el número de mujeres colocadas en segundo o tercer lugar. De hecho, la proporción de mujeres en el tercer lugar fue mayor entre 1993 y 1999 que luego porque, si bien la ley de cuotas establece que al menos uno de cada tres candidatos debe ser una mujer, desde 2001 solo los partidos que hayan obtenido al menos tres escaños en la elección anterior pueden nominar a una mujer en el tercer lugar.

Partiendo de estas consideraciones, nuestro argumento es que el efecto *global* de la magnitud de distrito en la representación femenina es teóricamente ambiguo, ya que la relación entre la magnitud de distrito y la elección de mujeres está mediada por dos mecanismos que apuntan en direcciones diferentes e incluso contradictorias. Por un lado, en línea con el grueso de

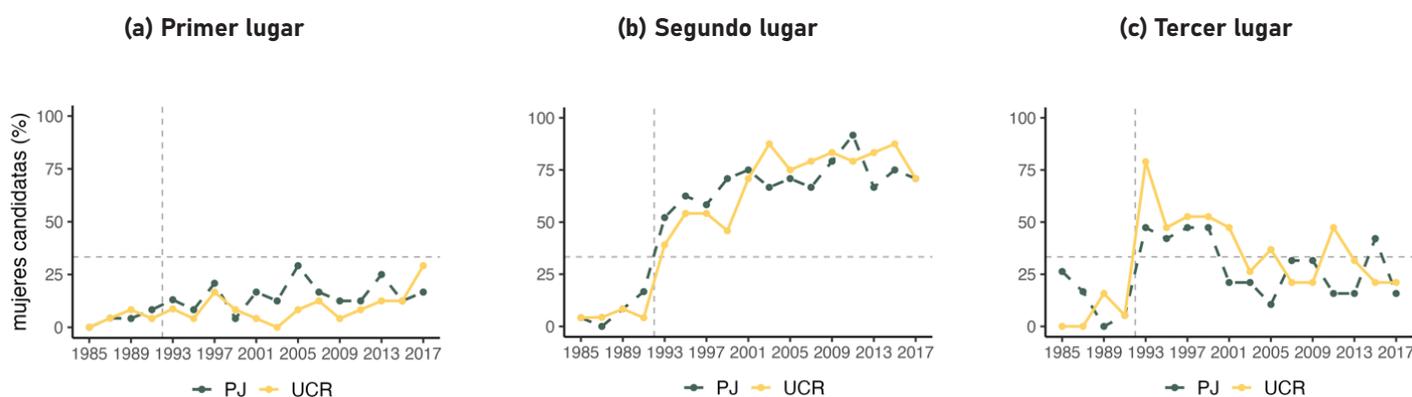
Gráfico 1. Representación femenina en Argentina y Buenos Aires



Fuente: autores.

Nota: Las líneas verticales y horizontales indican, respectivamente, la fecha de adopción de cuotas de género y el porcentaje mínimo de mujeres que deben ser incluidas en las listas.

3 Se trata de los únicos partidos para los que tenemos información de candidaturas con anterioridad a 1995.

Gráfico 2. Porcentaje de candidatas en elecciones a la Cámara de Diputados argentina

Fuente: autores.

Nota: Las líneas verticales y horizontales indican, respectivamente, la fecha de adopción de cuotas de género y el porcentaje mínimo de mujeres que deben ser incluidas en las listas.

la literatura, sostenemos que la magnitud de distrito aumentará la representación femenina en la medida en que incremente la magnitud partidaria, es decir, el número de escaños que reciben los partidos que efectivamente obtienen representación. Intuitivamente, las magnitudes más grandes permiten a los partidos obtener más escaños en un distrito determinado; si los líderes partidarios se comportan como cumplidores mínimos, una cantidad desproporcionada de esos escaños marginales corresponderá a candidatas situadas más abajo en las listas. En otras palabras, las magnitudes mayores permiten que las cuotas “entren en acción:” las candidatas nominadas en el segundo o tercer lugar naturalmente necesitan que su partido obtenga dos o tres bancas para resultar electas. Manteniendo lo demás constante, las magnitudes de distrito más grandes hacen más probable que esto ocurra.

Lo demás no se mantiene constante, sin embargo, dado que magnitudes de distrito más grandes también aumentan el número de listas que obtienen representación, ya que hacen más probable que los partidos pequeños obtengan su(s) primer(os) escaño(s) (Cox 1997; Duverger 1951; Lucardi 2019). Si estas listas marginales están abrumadoramente encabezadas por hombres — como esperaríamos bajo el supuesto de cumplimiento mínimo — el impacto de la magnitud de distrito en la representación femenina será negativo. Intuitivamente, un aumento en la magnitud de distrito introduce una competencia entre los candidatos hombres que encabezan las listas de los partidos pequeños y las candidatas situadas en los puestos inferiores de las listas de los partidos grandes. Cuando un aumento de la magnitud de distrito hace que un partido grande gane un escaño más, la proporción de mujeres elegidas tenderá a aumentar. Cuando, por el contrario, un partido pequeño obtenga su primer escaño, la representación femenina no mejorará, e incluso podrá empeorar si se mide como el porcentaje de mujeres elegidas en el distrito.

Cuando la magnitud promedio es pequeña — respectivamente, el 84% y el 62% de las observaciones en las muestras de Argentina y América Latina involucraron magnitudes de 4 ó menos — esta consideración no es trivial. Imaginemos que hay dos escaños a repartir, todas las listas están encabezadas por hombres y las mujeres ocupan el segundo lugar, un fenómeno bastante

común a lo largo de América Latina (Jones, Alles y Tchintian 2012). Si las dos listas más votadas reciben un escaño cada una, la representación femenina será nula. Si la magnitud de distrito aumenta de 2 a 3, entonces o bien (a) al partido más grande conseguirá un segundo escaño, lo que resultará en una distribución 2-1 y aumentará la proporción de mujeres elegidas al 33%; o (b) el tercer partido más votado conseguirá su primera banca, resultando en una distribución 1-1-1 sin mujeres elegidas. Supongamos ahora que la magnitud de distrito es 2, el partido más votado recibe ambos escaños y, por lo tanto, el 50% de los candidatos elegidos son mujeres. Si se aumenta la magnitud a 3, o bien el partido más grande obtendrá un escaño adicional (dando lugar a un reparto 3-0), o la segunda lista más votada conseguirá su primera banca (un escenario 2-1). En cualquier caso, el último candidato en ser elegido probablemente sea un hombre, por lo que la representación femenina caerá de 50% a 33%. Un aumento en la magnitud de distrito de 3 a 4 puede tener efectos similares.

En resumen, esperamos que el efecto *global* de la magnitud de distrito sobre la representación femenina sea un promedio ponderado de un efecto positivo, impulsado por la magnitud partidaria, y uno negativo, resultante de que más listas obtienen representación. El signo de este efecto global es por tanto indeterminado: podría ser positivo si predomina el primer mecanismo—el aumento en la magnitud partidaria—; negativo si el segundo mecanismo—el incremento en el número de partidos con representación— resulta más fuerte; o nulo si ambos mecanismos se cancelan mutuamente. Procedemos a examinar estas consideraciones empíricamente.

Diseño de investigación

El análisis principal del trabajo emplea datos de la Cámara de Diputados argentina (1985-2017) y la legislatura de la Provincia de Buenos Aires (1985-2015). La información de Argentina proviene de Tow (s.f.) y de nuestra propia base de datos de candidatos a diputados (Micozzi y Lucardi 2021). Los datos para Buenos Aires fueron provistos por la Cámara Electoral provincial.⁴

Nuestras especificaciones adoptan la siguiente forma:

$$y_{d,t} = \beta^{PRE} \cdot Mag_{d,t} (1 - Cuota_t) + \beta^{POST} \cdot Mag_{d,t} \cdot Cuota_t + \lambda X_{d,t} + \mu_d + \delta_t + \varepsilon_{d,t}, \quad (1)$$

donde $y_{d,t}$ mide la representación femenina en el distrito d en el año electoral t , $Mag_{d,t}$ es el número de escaños elegidos en el distrito d en el año t ; $Cuota_t$ es un indicador que toma el valor de 1 si ya existía una cuota de género en t y 0 en caso contrario; $X_{d,t}$ es un vector (potencialmente vacío) de variables de control; y μ_d y δ_t son efectos fijos por distrito y año, respectivamente. Los coeficientes de interés son β^{PRE} y β^{POST} , que indican el efecto marginal de la magnitud de distrito antes y después de la introducción de las cuotas de género.⁵ Para examinar los mecanismos a través de los cuales la magnitud

4 Véase <http://www.juntaelectoral.gba.gov.ar/mapa-provincia-bsas.php>. Tenemos información completa sobre los candidatos electos, pero los datos sobre candidatos que perdieron la elección solo están disponibles para Argentina a partir de 1995.

5 Decidimos parametrizar el modelo de esta manera porque nuestro interés radica en el efecto de Magnitud antes y después de la introducción de las cuotas de género. Pero nuestra especificación

de distrito afecta la representación femenina, sustituiremos $y_{d,t}$ o $Mag_{d,t}$ con variables que miden la magnitud partidaria, el número de listas que obtienen escaños, o la proporción de candidatas situadas en los primeros puestos de las listas.

Para identificar el efecto de la magnitud de distrito, explotamos la variación exógena del calendario electoral. La Cámara de Diputados argentina se elige por listas cerradas en 24 distritos plurinominales que coinciden con las 23 provincias del país más la ciudad capital. En cada distrito, los escaños se distribuyen utilizando la fórmula d'Hondt, con un umbral del 3% de los votantes registrados.⁶ Las candidaturas son decididas por los líderes partidarios provinciales, aunque en algunos casos se emplean elecciones primarias competitivas (De Luca, Jones y Tula 2002). Los diputados tienen un mandato de cuatro años, pero la Cámara se renueva por mitades cada bienio, por lo que las 19 provincias con un número impar de representantes eligen una cantidad diferente de legisladores en las elecciones concurrentes e intermedias. La muestra está restringida a dichas provincias, donde la magnitud de distrito oscila entre 2 y 13 (véase la Tabla A1 en la IC). Con la única excepción de Tierra del Fuego—que eligió dos diputados hasta 1989 y cinco con posterioridad—el número de diputados por provincia ha permanecido constante desde 1983.

En la provincia de Buenos Aires, ambas cámaras legislativas se eligen usando listas cerradas y bloqueadas en ocho distritos plurinominales cuyas magnitudes oscilan entre 3 y 18 (ver Tabla A2 en la IC). Tanto los límites geográficos de los distritos como sus magnitudes han permanecido constantes desde 1985. Los escaños se distribuyen usando la fórmula Hare entre las listas que alcanzaron la cuota Hare; de haber bancas sobrantes, éstas se asignan a la lista más votada (ley provincial N° 5109). Dado que la cuota Hare se calcula dividiendo número de votos válidos por el número de escaños a repartir, las magnitudes más pequeñas tienen umbrales más altos. En la medida en que esto prive a los partidos chicos de obtener representación, los partidos más grandes recibirán suficientes escaños para que las cuotas de género entren en juego incluso en distritos pequeños.⁷ Las nominaciones de candidatos son decididas por el presidente y los líderes partidarios provinciales, lo que en la práctica significa el gobernador (para el partido oficialista) y los intendentes poderosos (Caminotti, Rotman y Varetto 2011).

Dado que la Cámara baja tiene el doble de miembros que el Senado (92 frente a 46), la variación en la magnitud de distrito proviene del hecho de que en las elecciones intermedias, cuatro distritos celebran elecciones para la Cámara alta y los cuatro restantes eligen diputados; dos años después, los roles se invierten (véase la Tabla A2 de la IC). Si bien ello implica comparar elecciones para órganos diferentes, no consideramos que ello sea problemático porque todos los legisladores son elegidos por un período de cuatro años, siguiendo las mismas reglas, y ambas Cámaras tienen facultades casi idénticas; como explicamos en la Información Complementaria (IC, pp. 3-4), las únicas diferencias tienen que ver con la edad mínima para ser electo—lo que

es idéntica a la que resultaría de incluir una interacción entre Mag y $Cuota$, es decir, $\beta_1 \cdot Mag_{d,t} + \beta_2 \cdot Mag_{d,t} \cdot Cuota_t$ (un tercer término $\beta_3 \cdot Cuota_t$ sería perfectamente colineal con los efectos fijos por año).

6 La alta participación electoral hace que ese requisito sea poco importante en la práctica.

7 Agradecemos a Jorge Streb por sus observaciones respecto a este punto.

es poco relevante en la práctica—y las facultades para destituir y confirmar funcionarios. A diferencia de Lago y Martínez (2007) y Roberts, Seawright y Cyr (2013), no estamos comparando elecciones celebradas en el mismo día para diferentes cargos, en las que las nominaciones de los candidatos pueden ser interdependientes o los votantes pueden optar por todos los candidatos de un partido simultáneamente; más bien, nuestro diseño se asemeja al de Crisp, Potter y Lee (2012), quienes analizan los mismos distritos en diferentes elecciones celebradas bajo reglas (ligeramente) diferentes.

La comparación de un distrito consigo mismo en diferentes momentos del tiempo garantiza que todas las características que permanecen constantes dentro de los distritos estén equilibradas por construcción. Asimismo, los factores que varían lentamente a lo largo del tiempo—como la actitud de los votantes hacia las candidatas mujeres—no son preocupantes porque nuestro tratamiento se activa o desactiva repetidamente dentro de cada distrito. Esto da credibilidad al supuesto de que los grupos de tratamiento y de control habrían seguido trayectorias paralelas en ausencia del tratamiento. No obstante, el hecho de que los funcionarios ejecutivos—presidentes, gobernadores e intendentes—sean elegidos cada cuatro años significa que algunos distritos tienen magnitudes mayores en los años con elecciones ejecutivas, y otros en las elecciones de medio término. Si la magnitud fuera mayor en las elecciones concurrentes (intermedias) en *todos* los distritos, ello violaría el supuesto de trayectorias paralelas, ya que un valor mayor de la magnitud de distrito sería perfectamente colineal con la (no) concurrencia, y las elecciones ejecutivas podrían afectar a las legislativas, ya sea a través de efectos de arrastre (Jones 1997) o cambiando el perfil de los candidatos legislativos (Lucardi y Micozzi 2016). Por lo tanto, vale la pena señalar que en ambas muestras aproximadamente la mitad de los distritos elige un mayor número de representantes en años concurrentes o intermedios (véanse las Tablas A1 y A2 de la IC), y además la identidad de dichos distritos fue determinada al azar. En Argentina, cada provincia eligió a toda su delegación legislativa en 1983, pero posteriormente la mitad de los representantes de cada distrito vio su mandato reducido a dos años en lugar de cuatro. La identidad de los diputados que recibirían un mandato completo—y por lo tanto, de las provincias que elegirían más representantes en años concurrentes o intermedios—se decidió por sorteo poco después de la elección (Dal Bó y Rossi 2011:1243-44). En Buenos Aires, toda la legislatura fue elegida en 1983, pero al año siguiente las ocho secciones se dividieron en dos grupos, asegurando que exactamente la mitad de cada Cámara se renovara cada dos años. Un sorteo luego determinó a qué grupo le correspondería elegir diputados en lugar de senadores en 1985.⁸

En la Información Complementaria (pp. 8-11) mostramos que los distritos que acabaron teniendo una magnitud más grande en los años concurrentes e intermedios están bien equilibrados en aproximadamente 40 características medidas pre-tratamiento. En concreto, no podemos rechazar la hipótesis nula estricta de que tener una magnitud mayor en los años concurrentes o intermedios tenga un efecto sobre cualquiera de las variables pre-tratamiento. En ambas muestras los estadísticos p son superiores a .05; únicamente el porcentaje de los ingresos provinciales de 1983 procedente

8 Entrevista con Pascual Cappelleri, presidente de la Cámara de Diputados provincial entre 1983 y 1987.

de transferencias automáticas del gobierno nacional y la proporción de la superficie provincial con clima tropical son estadísticamente significativos al nivel de .10. Asimismo, las diferencias de medias entre ambos grupos de distritos son relativamente pequeñas, especialmente para las variables que miden resultados electorales en 1983 (véanse las Tablas A4 y A5 de la IC). El único potencial problema es que las provincias argentinas con siete representantes están desequilibradas entre los grupos: mientras que una elige más diputados en las elecciones intermedias, las otras cuatro lo hacen en las elecciones concurrentes (véase la Tabla A1 de la IC). Por esta razón, en las comprobaciones de robustez mostraremos que los resultados son similares para las diez provincias que eligen cinco diputados.

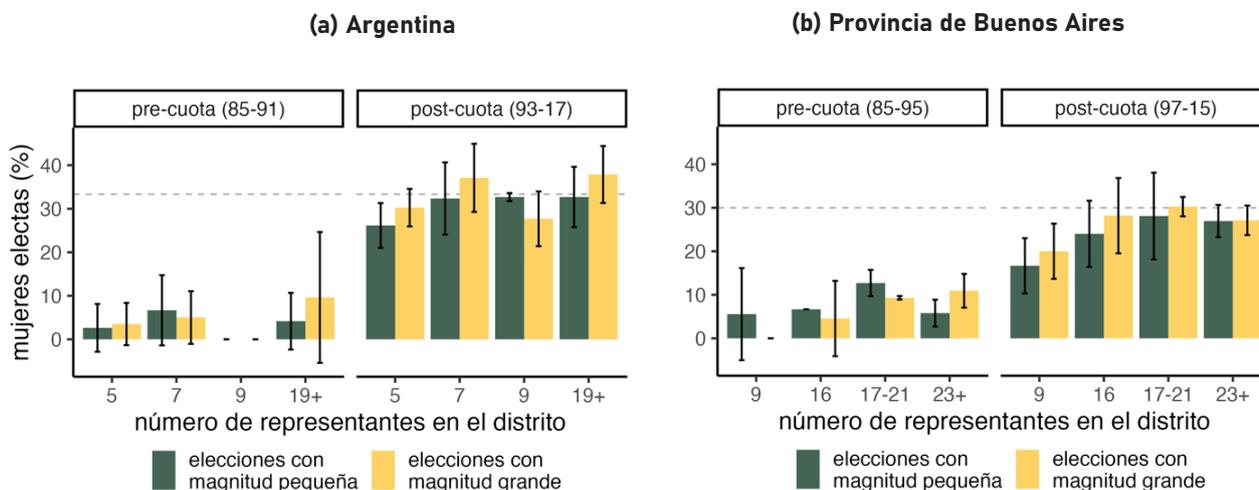
Tanto Argentina como la provincia de Buenos Aires introdujeron cuotas de género en la década de 1990. Desde 1993, todas las listas de candidatos a la Cámara de Diputados argentina deben incluir una mujer por cada tres puestos (Jones 1998). Desde 2001, los partidos que compiten por primera vez en un distrito o que esperan renovar dos escaños o menos (en función de los resultados electorales precedentes) deben incluir a una mujer dentro de los dos primeros lugares de la lista (véase el decreto N° 1246/2000). En la práctica, la mayoría de las listas no eligen más que una o dos bancas, lo cual puede haber debilitado el vínculo entre la magnitud de distrito y la proporción de mujeres elegidas.⁹ A partir de 2019, los partidos están obligados a nominar un 50% de candidatos de cada género, alternando sucesivamente hombres y mujeres; por ende, excluimos dicha elección de la muestra. Entre 1997 y 2015, en Buenos Aires rigió una cuota que ordenaba nominar a un mínimo de 30% de candidatos de cada género; la obligación de ubicar a las mujeres en posiciones expectantes de fue haciendo más estricta con el tiempo (Barnes 2016). Dado que en 2017 se adoptó una cuota paritaria que ordena la alternancia consecutiva entre candidatos de ambos géneros (Caminotti et al. 2018), excluimos las observaciones de 2017 y posteriores.

Principales resultados: Argentina y Buenos Aires

Resumen gráfico

El Gráfico 1 ya mostró que la introducción de las cuotas tuvo un efecto inmediato en la elección de mujeres. Sin embargo, la proporción de mujeres que encabezan las listas de los partidos en Argentina siguió siendo baja (véase el Gráfico 2). Asimismo, y en línea con los requisitos del ya mencionado decreto N° 1246/2000, a partir de 2001 la proporción de candidatas ubicadas en el segundo lugar experimentó un notable salto, en tanto que menos mujeres quedaron en tercer lugar. Ello es consistente con el supuesto de que los líderes partidarios se comportan como cumplidores mínimos: tras la introducción de la cuota, intentaron relegar a las mujeres a la tercera posición; cuando dicha práctica fue prohibida, desplazaron a las candidatas al segundo lugar, pero lo compensaron colocando a más hombres

9 Agradecemos a Mark P. Jones por hacernos notar este punto.

Gráfico 3. Proporción de mujeres electas, según el tamaño de la delegación legislativa provincial y la magnitud de distrito

en el tercero. En contraste — pero en línea con el hecho de que las cuotas son

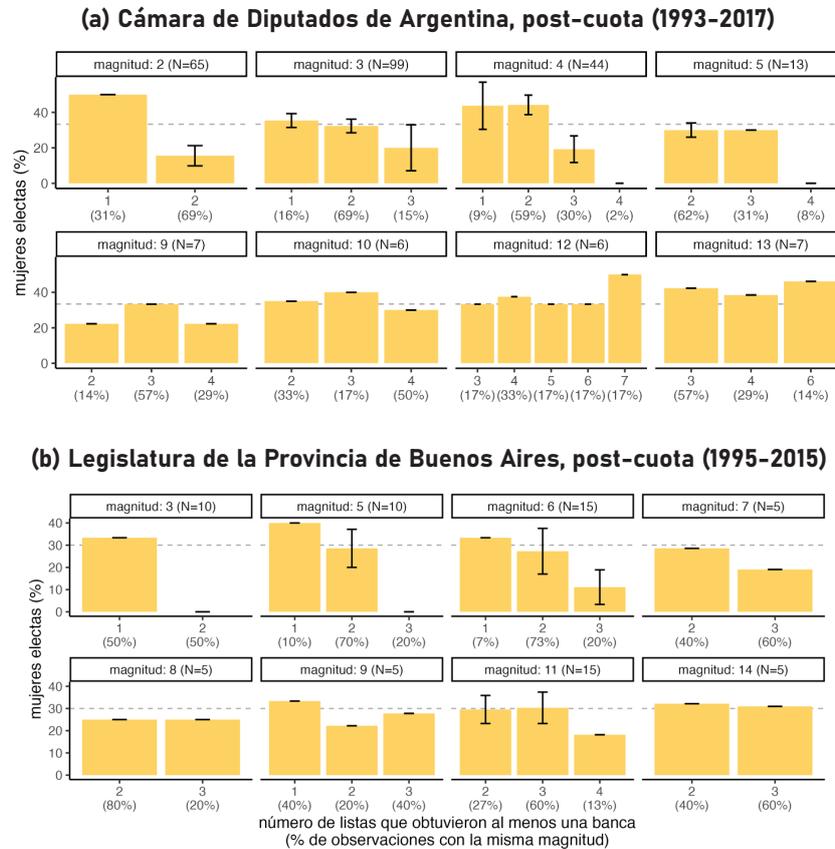
Fuente: autores.

Nota: Los intervalos de confianza del 95% están basados en errores estándar agrupados por distrito y ajustados por el número de grupos. Las líneas horizontales indican el porcentaje mínimo de mujeres que deben ser incluidas en las listas.

obligatorias para todos los partidos— el Gráfico A2 de la IC muestra que las cuotas no tuvieron ningún efecto ni en la magnitud partidaria ni en el número de listas que obtuvieron escaños.

El Gráfico 3 compara el porcentaje de mujeres electas en elecciones de magnitud pequeña y grande en aquellos distritos que eligen un número similar de representantes. Por ejemplo, los distritos que escogen cinco representantes eligen dos miembros en las elecciones de magnitud pequeña y tres en las de magnitud grande; aquellos con una delegación de siete experimentan un cambio entre tres y cuatro, y así sucesivamente. Más allá de algunas excepciones, resulta claro que manteniendo el tamaño de la delegación constante, una mayor magnitud de distrito da lugar a un mayor porcentaje de mujeres electas, pero solo después de la introducción de cuotas. El Gráfico A3 de la IC muestra un patrón similar para la probabilidad de elegir al menos una o dos mujeres en un distrito.

Aun así, la relación parece ser modesta. Nuestro argumento es que ello se debe a que la magnitud de distrito aumenta tanto la magnitud partidaria, lo que mejora la representación femenina, como el número de listas que obtienen escaños, que tiene un efecto negativo en la elección de mujeres. El Gráfico 4 confirma este patrón tanto para Argentina como para Buenos Aires luego de la adopción de cuotas. Para un valor determinado de la magnitud de distrito, el desplazamiento a lo largo del eje X — es decir, un aumento en el número de listas que obtienen al menos un escaño— generalmente resulta en un menor número de mujeres electas. Por ejemplo, el Gráfico 4a muestra que en Argentina, cuando $Magnitud = 2$, la proporción de mujeres electas es del 50% si una sola lista obtuvo representación, pero cae por debajo

Gráfico 4. Proporción de mujeres electas, según el tamaño de la delegación legislativa provincial y la magnitud de distrito

Fuente: autores.

Nota: Los intervalos de confianza del 95% están basados en errores estándar agrupados por distrito y ajustados por el número de grupos. Las líneas horizontales indican el porcentaje mínimo de mujeres que deben ser incluidas en las listas.

del 20% si dos listas obtuvieron un escaño cada una. Cuando *Magnitud* sube a 3, la proporción de mujeres electas ronda el 33% si una o dos listas consiguen representación, pero disminuye bruscamente cuando tres partidos reciben un escaño cada uno. Aumentar la magnitud de distrito a 4 incrementa la proporción de mujeres electas solo si una o dos listas obtienen escaños. Una lógica similar se observa en Buenos Aires (véase el Gráfico 4b), especialmente cuando la magnitud cambia entre 3 y 6 o entre 5/6 y 11. Un punto importante, al que volveremos más adelante, es que estos efectos parecen ser mucho más fuertes en los distritos con magnitudes más pequeñas. Los Gráficos A4 y A5 de la IC muestran patrones similares para otras medidas de representación femenina.

Efecto global

La Tabla 1 examina el efecto global de la magnitud de distrito sobre la representación femenina, medida de cuatro maneras distintas: como el porcentaje de mujeres elegidas; como el logaritmo natural del número de mujeres elegidas (más uno); o como un indicador que toma el valor de 100 si una o dos mujeres fueron elegidas, respectivamente, y 0 en caso contra-

rio.¹⁰ Solo tenemos datos para 19 provincias en Argentina y 8 secciones en Buenos Aires, por lo que debajo de cada coeficiente reportamos dos versiones alternativas de los intervalos de confianza del 95%. El primero está basado en errores estándar agrupados por distrito pero ajustando el valor crítico del estadístico t para reflejar el pequeño número de agrupaciones; el segundo corresponde a los intervalos de confianza calculados con el método de “wild bootstrap” propuesto por Cameron y Miller (2015).¹¹ Es importante

Tabla 1. Efecto global: Magnitud de distrito y representación femenina

	Mujeres elegidas (%)	Mujeres elegidas (#) (log) [‡]	Mujer elegida (0/100)	2+ Mujeres elegidas (0/100)
(a) Argentina	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Magnitud</i> [†] (pre-cuota)	1.98	0.14	14.61	6.71
	[-1.12, 5.09]	[-0.13, 0.41]	[3.43, 25.79]	[-3.64, 17.07]
	[-1.40, 5.37]	[-0.24, 0.52]	[0.91, 28.31]	[-6.73, 20.16]
<i>Magnitud</i> [†] (post-cuota)	2.32	0.6	14.63	12.46
	[-0.75, 5.39]	[0.42, 0.78]	[4.53, 24.74]	[5.18, 19.74]
	[-0.75, 5.39]	[0.41, 0.79]	[3.81, 25.46]	[5.22, 19.70]
<i>N obs.</i>	321	321	321	321
(b) Buenos Aires				
<i>Magnitud</i> [†] (pre-cuota)	-0.00	0.31	2.39	3.72
	[-0.69, 0.69]	[-0.02, 0.65]	[-1.19, 5.98]	[-0.23, 7.67]
	[-1.01, 1.00]	[-0.18, 0.80]	[-1.73, 6.52]	[-2.45, 9.89]
<i>Magnitud</i> [†] (post-cuota)	0.34	0.70	0.60	5.66
	[-0.04, 0.72]	[0.57, 0.84]	[-1.76, 2.97]	[2.09, 9.23]
	[0.01, 0.67]	[0.57, 0.84]	[-1.57, 2.78]	[1.44, 9.88]
<i>N obs.</i>	128	128	128	128

Fuente: autores

Nota: Modelos de regresión por mínimos cuadrados ordinarios. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos por distrito y año. Los intervalos de confianza del 95% reportados en la parte superior están basados en errores estándar agrupados por distrito y ajustados por el número de grupos; los reportados en la parte inferior siguen el método de “bootstrapeo salvaje” propuesto por Cameron y Miller (2015). [†] log(Magnitud) en la columna (2). ^{*} Añadimos 1 a la variable dependiente antes de tomar el logaritmo natural.

10 Empleamos indicadores que toman los valores 0/100 para interpretar los coeficientes como cambios en puntos porcentuales.

11 Empleamos el paquete clusterSEs en R (Esarey y Menger 2019), usando 999 replicaciones para el bootstrap.

resaltar que ambos métodos hacen más difícil que nuestros análisis arrojen resultados estadísticamente significativos.¹²

Las dos primeras columnas de la tabla muestran que, tanto en Argentina como en Buenos Aires, la magnitud de distrito tiene un efecto positivo pero estadísticamente no significativo sobre la proporción de mujeres elegidas. Esto es atribuible al pequeño tamaño de las estimaciones más que a la falta de poder estadístico: por ejemplo, la columna (1) de la Tabla 1a indica que incrementar la variable *Magnitud* en una unidad aumenta el número de mujeres elegidas en Argentina en solo 1.98 y 2.32 puntos porcentuales antes y después de la introducción de las cuotas de género, respectivamente. Los efectos para Buenos Aires son menores: cero antes de la adopción de cuotas y 0.34 después. Dado que la diferencia mediana de *Magnitud* entre las Cámaras es de 5.5 (véase la Tabla A2 en la IC), ello implica un aumento de $5.5 \times 0.34 \approx 1.9$ puntos porcentuales en la proporción de mujeres elegidas, aunque la estimación no es estadísticamente significativa a niveles convencionales.

Los efectos para otras variables dependientes son más fuertes. Las especificaciones logarítmicas presentadas en la columna (2) implican elasticidades estadísticamente significativas de 0.60-0.70 para Argentina y Buenos Aires, respectivamente, aunque solo después de la adopción de cuotas; antes de la introducción de éstas, las elasticidades son menos de la mitad de grandes e insignificantes. La relación entre la magnitud de distrito y la representación femenina podría, por tanto, captarse mejor mediante una relación logarítmica. Las dos últimas columnas muestran que en Argentina un aumento unitario de la magnitud de distrito tiene un enorme impacto en la probabilidad de que al menos una o dos mujeres sean elegidas, con coeficientes que implican un aumento de 12.5-14.6 puntos porcentuales. En Buenos Aires, el efecto es positivo y significativo solo para el segundo indicador—un aumento de 5.7 puntos porcentuales en la probabilidad de elegir al menos a dos mujeres en el distrito—probablemente debido a “efectos de techo:” dadas las magnitudes relativamente grandes observadas en esta muestra, prácticamente todos los distritos eligieron al menos a una mujer luego de la introducción de las cuotas (IC, Gráfico A3b).

Los resultados para Argentina son robustos a la inclusión de un conjunto de variables binarias—y todas sus posibles interacciones—que miden la concurrencia en el mismo día con las elecciones para presidente, senadores, gobernador o legisladores provinciales, así como indicadores de si el gobernador en funciones estaba legalmente autorizado a presentarse a la reelección, se candidateó a la reelección en la elección en cuestión, o apareció en la boleta de cualquier otra forma (por ejemplo, como candidato al Senado).¹³ Estos factores podrían afectar la distribución de escaños entre los partidos y por tanto la elección de mujeres; sin embargo, su inclusión solo reduce los intervalos de confianza sin afectar la esencia de los resultados (véase la Tabla 7a de la IC). La Tabla A7b en la IC muestra que res-

12 En el caso de Argentina, en lugar de construir los intervalos de confianza multiplicando los errores estándar por 1.96, lo hacemos por 2.101—el valor crítico de una distribución t con 18 grados de libertad. El valor correspondiente para Buenos Aires es 2.365.

13 Las elecciones concurrentes, la presencia del gobernador en la boleta, y/o un gobernador con posibilidad de buscar la reelección pueden afectar la distribución de votos entre los partidos (Jones 1997), la unidad interna del oficialismo provincial (De Luca, Jones y Tula 2002) o la disponibilidad de candidatos (varones) experimentados en la elección legislativa (Franceschet y Piscopo 2014). En Buenos Aires, esos controles serían perfectamente colineales con los efectos fijos por año.

tringir la muestra a las diez provincias con una delegación de 5 diputados fortalece algunas estimaciones y debilita otras, pero la historia general no cambia. Para reforzar la idea de que los resultados no son producto de una casualidad estadística, las pruebas placebo presentadas en la Tabla A8 de la IC muestran que en Argentina la magnitud de distrito no tiene ningún efecto sobre un conjunto de variables que cambian en el tiempo—como los ingresos provinciales, el número de empleados públicos, o la mortalidad infantil—que no deberían verse afectados por ella.

Tabla 2. Efecto intermedio (Ia): Magnitud de distrito y mediadores

	<i>N</i> de listas con escaños	NEPE [†]	Magnitud de partido			
			Mediana	Media	Media ponderada	Máxima
(a) Argentina	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Magnitud (pre-cuota)	0.16 [-0.05, 0.36]	0.07 [-0.08, 0.23]	0.35 [0.19, 0.50]	0.38 [0.23, 0.52]	0.41 [0.30, 0.51]	0.62 [0.49, 0.75]
	[-0.08, 0.39]	[-0.09, 0.24]	[0.17, 0.52]	[0.21, 0.54]	[0.29, 0.52]	[0.49, 0.76]
Magnitud (post-cuota)	0.2 [0.02, 0.39]	0.13 [-0.01, 0.27]	0.33 [0.19, 0.47]	0.36 [0.23, 0.49]	0.38 [0.29, 0.47]	0.57 [0.44, 0.70]
	[0.02, 0.38]	[-0.01, 0.27]	[0.18, 0.47]	[0.22, 0.49]	[0.29, 0.48]	[0.44, 0.71]
<i>N</i> obs.	321	321	321	321	321	321
(b) Buenos Aires						
Magnitud (pre-cuota)	0.13 [0.06, 0.19]	0.08 [0.04, 0.12]	0.17 [-0.04, 0.37]	0.20 [0.03, 0.36]	0.32 [0.27, 0.37]	0.42 [0.34, 0.51]
	[0.03, 0.22]	[0.04, 0.12]	[-0.20, 0.53]	[-0.10, 0.50]	[0.24, 0.39]	[0.25, 0.60]
Magnitud (post-cuota)	0.14 [0.07, 0.21]	0.08 [0.03, 0.13]	0.15 [0.02, 0.28]	0.19 [0.06, 0.31]	0.31 [0.26, 0.37]	0.41 [0.32, 0.50]
	[-0.01, 0.28]	[0.01, 0.16]	[-0.04, 0.34]	[-0.01, 0.39]	[0.26, 0.37]	[0.22, 0.60]
<i>N</i> obs.	128	128	128	128	128	128

Nota: Modelos de regresión por mínimos cuadrados ordinarios. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos por distrito y año. Los intervalos de confianza del 95% reportados en la parte superior están basados en errores estándar agrupados por distrito y ajustados por el número de grupos; los reportados en la parte inferior siguen el método de “bootstrapeo salvaje” propuesto por Cameron y Miller (2015).

[†] NEPE: Número efectivo de partidos en escaños.

Magnitud de distrito y mediadores

A continuación indagamos cómo la magnitud de distrito afecta las dos variables que actúan como *mediadores* entre la magnitud y la representación de mujeres: la magnitud partidaria y el número de listas que obtienen escaños. Las columnas (1) y (2) de la Tabla 2a muestran que en Argentina, un aumento de una unidad en la magnitud de distrito se traduce en 0.16-0.20 listas adicionales que reciben al menos un escaño, o 0.07-0.13 si las listas están ponderadas por la proporción de escaños, aunque las estimaciones solo son estadísticamente significativas luego de la introducción de las cuotas. El panel (b) muestra resultados más pequeños —pero estimados con mayor precisión— para la provincia de Buenos Aires; en este caso, las cuotas solo representaron una diferencia mínima. Las cuatro columnas siguientes examinan el efecto de la magnitud de distrito sobre versiones alternativas de la magnitud partidaria: la mediana y el promedio entre los partidos que recibieron escaños; el promedio de todos los partidos, ponderado por la proporción de votos recibido por cada uno; y el número de bancas obtenidas por el partido más votado en el distrito. Las estimaciones son uniformemente positivas y a menudo estadísticamente significativas a niveles convencionales, con efectos que oscilan entre 0.15 y 0.62. La Tabla A9 de la IC muestra que los resultados para el número de listas que obtuvieron escaños y el número efectivo de partidos en escaños (*NEPE*) son algo sensibles a la inclusión de controles o a la restricción de la muestra a las provincias pequeñas, pero los resultados para la magnitud partidaria no cambian.

Las cuotas de género casi no afectan esos resultados, lo que es esperable dado que las variables dependientes no miden la elección de mujeres sino la distribución de bancas entre partidos. Es concebible que los líderes partidarios nominen candidatas mujeres para atraer a los votantes con conciencia de género, pero el Gráfico 2 ya había mostrado que éste no fue el caso de Argentina, donde la legislación de cuotas fue patrocinada por una coalición interpartidista de legisladoras (Jones 1998). Asimismo la Tabla A10 de la IC confirma que el porcentaje de mujeres en los dos primeros puestos de la lista no afecta ni en el número de listas que obtuvieron escaños ni la magnitud partidaria.

La Tabla 3 (que presentamos en la próxima página) examina cómo la magnitud de distrito afecta el porcentaje de mujeres nominadas en los tres primeros lugares de las listas, para lo que solo tenemos datos para Argentina desde 1995. Al promediar entre todas las listas, las estimaciones son siempre negativas, pero pequeñas y no significativas. Ponderar las listas por la proporción de votos obtenidos tiene un efecto positivo y no significativo en el porcentaje de mujeres que encabezan las listas partidarias, pero un impacto grande —menos 6.6 puntos porcentuales— y estadísticamente significativo en la proporción de mujeres ubicadas en el segundo lugar. En otras palabras, a medida que aumenta la magnitud de distrito, las candidatas mujeres son desplazadas del segundo puesto de la lista y el efecto está impulsado por los partidos más grandes. Esto encaja perfectamente con la idea de que los líderes partidarios son cumplidores mínimos que aprovechan las magnitudes de distrito grandes para enviar a las candidatas a puestos más bajos. Añadir controles o restringir la muestra a las provincias pequeñas casi no introduce diferencias (véase la Tabla A9c de la IC).

Mediadores y representación femenina

La Tabla 4 examina cómo el número de listas que obtienen escaños y la magnitud partidaria (mediana) afectan la representación femenina. Recapitulando, esperamos un efecto negativo para la primer variable y uno positivo para la segunda. Dado que el carácter exógeno de estas variables es más cuestionable que en el caso de la magnitud de distrito, todas las especificaciones incluyen efectos fijos por *Magnitud*. El panel (a) muestra que en Argentina, por cada lista adicional que obtiene un escaño, el porcentaje de mujeres elegidas cae alrededor de 7.7-8.2 puntos porcentuales. Las especificaciones logarítmicas son consistentemente negativas, con elasticidades que oscilan entre -0.28 y -0.81, y la probabilidad de elegir al menos una mujer disminuye 19.3-20.0 puntos porcentuales. Solo el efecto sobre la probabilidad de elegir al menos a dos mujeres no supera el umbral de significancia habitual, aunque solo luego de la introducción de cuotas. Los resultados para Buenos Aires reportados en las columnas (1) y (2) del panel (b) son muy similares en signo y tamaño; únicamente las probabilidades de elegir al menos una o dos mujeres siguen una dinámica distinta, aunque las estimaciones son generalmente negativas y a veces muy grandes en tamaño.

En el caso de Argentina, los efectos de la magnitud partidaria (mediana) son diametralmente opuestos, aunque solo para el período posterior a la introducción de cuotas. Específicamente, un aumento de una unidad en la magnitud partidaria mediana aumenta la proporción de mujeres elegidas en 7.4 puntos porcentuales; las estimaciones logarítmicas implican una elasticidad de 0.41; y la probabilidad de elegir al menos a una mujer aumenta en 14.8 puntos porcentuales. Solo la probabilidad de elegir al menos a dos mujeres en el distrito (un efecto de 9.5 puntos porcentuales) no alcanza significancia estadística. Los resultados de Buenos Aires son muy diferentes, aunque en su mayoría tienen el signo correcto—especialmente tras la introducción de las cuotas—pero solo los resultados logarítmicos son estadísticamente significativos a niveles convencionales.

Tabla 4. Efecto intermedio (Ila): Mediadores y representación femenina

	Mujeres elegidas (%)	Mujeres elegidas (#) (log) [§]	Mujer elegida (0/100)	2+ Mujeres elegidas (0/100)
(a) Argentina	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Número de listas con escaños</i> [†]				
Pre-cuota	-7.67	-0.81	-19.97	-19.22
	[-12.75, -2.59]	[-1.31, -0.32]	[-38.27, -1.68]	[-37.03, -1.42]
	[-13.14, -2.20]	[-1.40, -0.23]	[-41.32, 1.38]	[-38.44, -0.01]
Post-cuota	-8.17	-0.28	-19.29	-4.08
	[-13.70, -2.64]	[-0.43, -0.13]	[-28.20, -10.37]	[-12.69, 4.53]
	[-15.86, -0.49]	[-0.44, -0.12]	[-29.67, -8.91]	[-11.68, 3.52]
<i>Magnitud de partido (mediana)</i> [‡]				
Pre-cuota	2.99	-0.23	5.37	-19.09
	[-1.91, 7.88]	[-0.51, 0.04]	[-19.41, 30.16]	[-39.79, 1.62]
	[-1.64, 7.61]	[-0.55, 0.08]	[-35.77, 46.51]	[-55.46, 17.29]
Post-cuota	7.38	0.41	14.75	9.53
	[3.12, 11.64]	[0.28, 0.53]	[7.13, 22.36]	[-1.37, 20.43]
	[2.82, 11.94]	[0.28, 0.54]	[6.37, 23.12]	[-2.74, 21.80]
N obs.	321	321	321	321
(b) Buenos Aires				
<i>Número de listas con escaños</i> [†]				
Pre-cuota	-6.75	-0.60	-1.18	-13.12
	[-14.50, 1.01]	[-0.93, -0.26]	[-28.00, 25.63]	[-41.15, 14.92]
	[-15.65, 2.16]	[-1.06, -0.13]	[-36.28, 33.91]	[-53.50, 27.27]
Post-cuota	-7.59	-0.35	-17.23	-5.01
	[-12.34, -2.84]	[-0.56, -0.15]	[-36.01, 1.54]	[-12.94, 2.93]
	[-12.91, -2.27]	[-0.54, -0.17]	[-51.19, 16.72]	[-11.17, 1.16]
<i>Magnitud de partido (mediana)</i> [‡]				
Pre-cuota	0.36	-0.16	2.99	-6.68
	[-1.02, 1.75]	[-0.36, 0.04]	[-6.79, 12.76]	[-16.34, 2.98]
	[-0.58, 1.31]	[-0.35, 0.02]	[-4.95, 10.92]	[-14.91, 1.55]
Post-cuota	2.67	0.46	3.97	3.82
	[-0.21, 5.55]	[0.19, 0.72]	[-4.94, 12.88]	[-3.66, 11.31]
	[-1.18, 6.52]	[0.04, 0.87]	[-9.94, 17.88]	[-4.99, 12.64]
N obs.	128	128	128	128

Nota: Modelos de regresión por mínimos cuadrados ordinarios. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos por magnitud, distrito y año. Los intervalos de confianza del 95% reportados en la parte superior están basados en errores estándar agrupados por distrito y ajustados por el número de grupos; los reportados en la parte inferior siguen el método de "bootstrapeo salvaje" propuesto por Cameron y Miller (2015).

[†] log(Número de listas con representación) en la columna (2). ^{*} log(Magnitud de partido mediana) en la columna (2). [§] Añadimos 1 a la variable dependiente antes de computar el logaritmo natural.

Tabla 5. Efecto intermedio (IIb): Posición de las mujeres en las listas y representación femenina

	Mujeres elegidas (%)	Mujeres elegidas (#) (log) [†]	Mujer elegida (0/100)	2+ Mujeres elegidas (0/100)
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Mujeres en 1er lugar</i> (%, ponderado) [†]	0.36 [0.20, 0.53] [0.20, 0.53]	0.71 [0.09, 0.26] [0.09, 0.26]	0.43 [0.20, 0.65] [0.20, 0.65]	0.44 [0.16, 0.72] [0.16, 0.72]
<i>Mujeres en 2do lugar</i> (%, ponderado) [†]	-0.15 [-0.30, -0.00] [-0.30, -0.00]	-0.07 [-0.18, 0.05] [-0.19, 0.06]	-0.19 [-0.40, 0.01] [-0.39, -0.00]	-0.05 [-0.31, 0.20] [-0.31, 0.20]
<i>Mujeres en 3er lugar</i> (%, ponderado) [†]	0.51 [0.22, 0.81] [0.15, 0.87]	0.15 [0.01, 0.29] [-0.00, 0.30]	0.53 [-0.03, 1.08] [-0.11, 1.17]	1.08 [0.38, 1.78] [0.11, 2.05]
<i>N obs.</i>	228	228	228	228

Nota: Modelos de regresión por mínimos cuadrados ordinarios. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos por magnitud, distrito y año. Los intervalos de confianza del 95% reportados en la parte superior están basados en errores estándar agrupados por distrito y ajustados por el número de grupos; los reportados en la parte inferior siguen el método de "bootstrapeo salvaje" propuesto por Cameron y Miller (2015).

[†] Logaritmo natural del número de mujeres en la posición correspondiente (ponderado por la proporción de votos de cada lista) en la columna (2). * Añadimos 1 a la variable dependiente antes de computar el logaritmo natural.

Por último, la Tabla 5 muestra que en Argentina a partir de 1995, tanto la proporción de mujeres elegidas como la probabilidad de elegir a una o dos mujeres aumentan con el porcentaje de candidatas que encabezan las listas partidarias (ponderadas por su proporción de votos). Solo comentaremos este resultado, que es casi trivial, para señalar que no se extiende al número de candidatas colocadas en la *segunda* posición de la lista, para quienes el efecto es invariablemente negativo y cercano a la significancia estadística en la mayoría de las especificaciones. Esto probablemente refleja el hecho de que en los distritos pequeños, múltiples partidos no alcanzan a obtener un segundo escaño, lo que deja a las candidatas ubicadas en la segunda posición fuera de la Cámara. Ello es perfectamente coherente con el supuesto de cumplimiento mínimo con la legislación de cuotas.

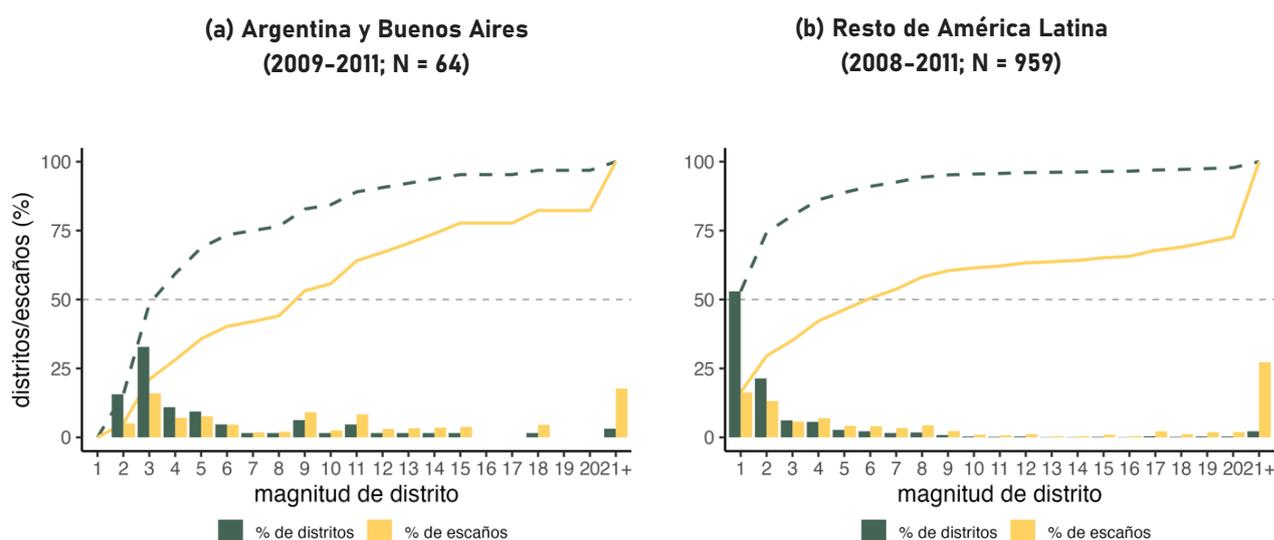
Las Tablas A11a y A12a de la IC muestran que la inclusión de un conjunto completo de controles y sus interacciones solo refuerza estos resultados. El panel (b) de ambas tablas indica que restringir la muestra a las provincias pequeñas refuerza los resultados para el período posterior a la introducción de cuotas, aunque las estimaciones para el período anterior dejan de ser estadísticamente significativas. Las Tablas A13 y A14 de la IC muestran que el uso de mediadores alternativos produce resultados similares, especialmente para Argentina.

Análisis fuera de muestra: América Latina

Los calendarios electorales escalonados empleados en Argentina y Buenos Aires son algo peculiares.¹⁴ Desde una perspectiva puramente teórica, ello es irrelevante: nuestro argumento es que *si* la magnitud de distrito aumenta exógenamente en un contexto de representación proporcional con listas cerradas, se deberían observar ciertos resultados. La renovación escalonada de bancas es, por tanto, principalmente una herramienta metodológica: proporciona una fuente exógena de variación en la magnitud, manteniendo constantes otras características del distrito.

Dicho esto, si nuestros resultados empíricos dependieran de esta característica institucional específica—o de algún otro factor común a Argentina y Buenos Aires pero poco frecuente en otros lugares—la validez externa de nuestros resultados se vería comprometida. Por ello, vale la pena señalar que la combinación de RP y listas cerradas con cuotas de género en distritos plurinominales pequeños es común en América Latina. El Gráfico 5 compara el porcentaje de distritos y escaños con una magnitud determinada en Argentina y Buenos Aires con otra muestra de 17 países latinoamericanos entre 2008 y 2011 incluida en Jones, Alles y Tchintian (2012).¹⁵ La diferencia más evidente son los distritos uninominales, que son relativamente comunes en América Latina porque Bolivia, México y Venezuela utilizan sistemas mixtos. Al margen de ello, los distritos plurinominales relativamente pequeños—con magnitudes que oscilan entre 2 y 9—constituyen la norma en ambas muestras. La proporción de legisladores elegidos en distritos muy grandes—magnitudes de 21 o más—es mayor en la muestra latinoamericana, pero no por mucho.

Gráfico 5. Distribución de magnitudes de distrito en Argentina y América Latina



Nota: Las líneas discontinuas y sólidas muestran los correspondientes porcentajes acumulados.

14 Además de la Argentina, el único país latinoamericano que empleó un calendario electoral escalonado en elecciones para la Cámara baja fue Ecuador (1979-96).

15 Reportamos una elección por país. De los países incluidos la muestra original excluimos a Argentina y Puerto Rico.

La Tabla A3 del IC muestra además que entre 2008 y 2011 todas las Cámaras bajas latinoamericanas eligieron al menos *algunos* legisladores por representación proporcional, al igual que cinco de siete (71,4%) cámaras altas. Alrededor de la mitad de estos casos emplean algún tipo de cuota de género. La principal diferencia con Argentina y Buenos Aires es que muchos de ellos usan listas abiertas o cerradas y desbloqueadas. No obstante, un número no despreciable de cámaras legislativas en la región—el Senado boliviano y las legislaturas de Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Nicaragua, Paraguay y Venezuela—son elegidas por RP con listas cerradas en distritos plurinominales de diversa magnitud.¹⁶ Todos estos países excepto Guatemala, Nicaragua y Paraguay—donde las cuotas solo se emplean en las elecciones primarias—han empleado algún tipo de cuota de género.

Para reforzar la credibilidad de nuestro argumento, llevamos a cabo un análisis fuera de muestra en seis de estos países donde había información disponible,¹⁷ además de las cinco provincias argentinas con un número par de representantes.¹⁸ Optamos por ignorar las Cámaras elegidas con listas abiertas porque en ellas los votantes (en lugar de los líderes partidarios) desempeñan un papel crucial en la determinación del género de los candidatos elegidos, así como las circunscripciones uninominales, donde la magnitud de distrito, el número de listas que obtienen escaños y la magnitud del partido siempre toman el mismo valor (1) por construcción. Recopilamos datos sobre la magnitud de distrito, la magnitud del partido y el número de mujeres elegidas por cada partido en cada distrito para todas las elecciones cuyos datos podían descargarse del sitio web de las autoridades electorales del país (véase la Tabla A3a del IC). La muestra resultante incluye 679 elecciones en 103 distritos correspondientes a 8 cámaras en 7 países.

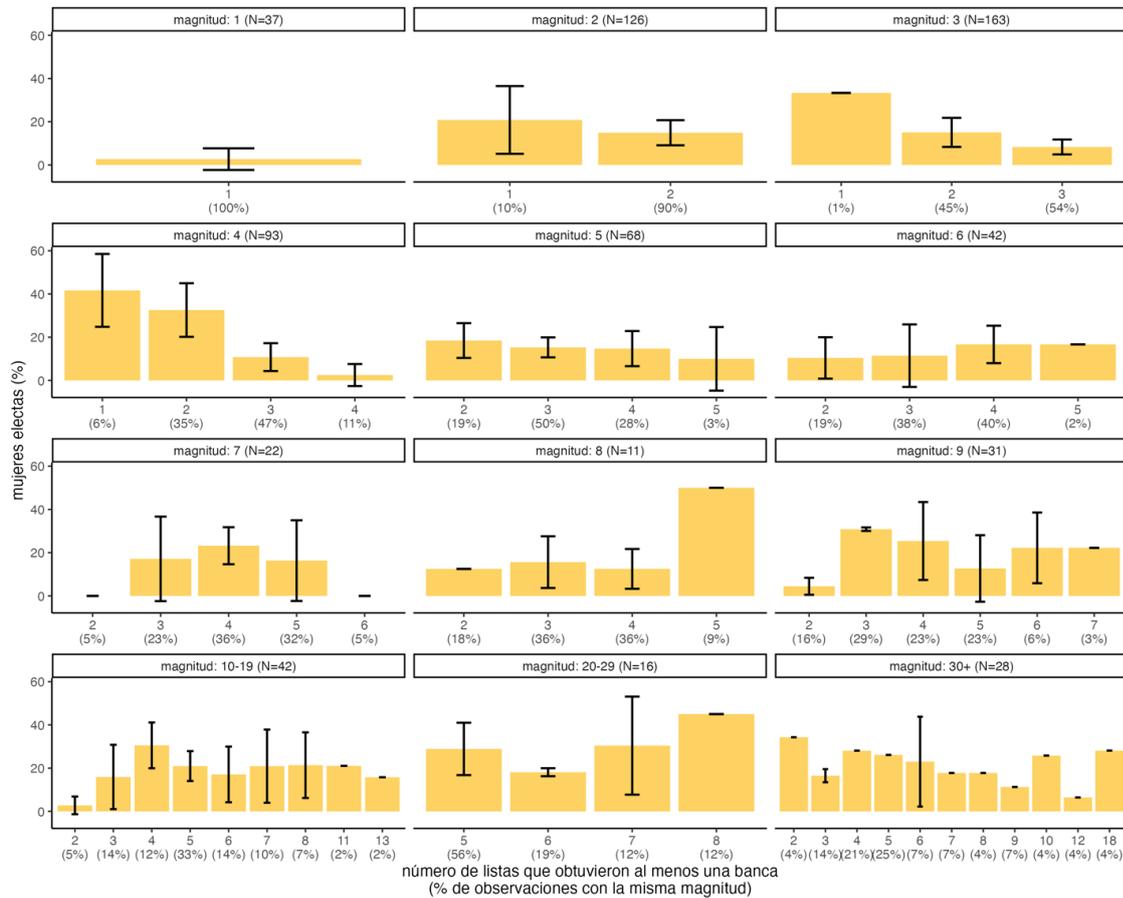
El Gráfico 6 presenta un patrón ya familiar: si la magnitud de distrito se mantiene constante, un aumento en el número de listas que obtienen representación tiene una relación negativa muy marcada con el porcentaje de mujeres elegidas. Esto es especialmente evidente para magnitudes de entre 2 y 5, que comprenden aproximadamente dos tercios de la muestra. En el caso de magnitudes mayores la relación es menos clara, pero incluso en ese caso vemos algunos descensos severos. Por ejemplo, cuando *Magnitud* = 9, la proporción de mujeres elegidas cae monótonamente a medida que el número de listas que obtienen escaños aumenta de 3 a 5. Las magnitudes de entre 10 y 19 muestran un descenso similar a medida que el número de listas que obtienen representación pasa de 4 a 6; e incluso para magnitudes de 30 o más hay una caída visible a medida que el número de listas con representación aumenta de 4 a 9. El Gráfico A6 del IC muestra patrones similares para la probabilidad de elegir al menos una o dos mujeres en un distrito.

16 En México, una regla que limita la disparidad máxima entre votos y bancas a nivel nacional hace que el número de escaños que un partido recibe en un distrito plurinominal dependa de lo que ocurre en otros distritos plurinominales.

17 Bolivia (Senado, 2009-19), Costa Rica (2002-18), El Salvador (1994-2018), Guatemala (1985-2019), Paraguay (Cámara y Senado, 1993-2018) y Venezuela (circunscripción proporcional, 2010-15).

18 Agradecemos a un dictaminador anónimo por sugerir esta idea.

Gráfico 6. América Latina: Proporción de mujeres electas, según el número de listas que reciben escaños y la magnitud de distrito



Nota: Los intervalos de confianza del 95% están basados en errores estándar agrupados por distrito y ajustados por el número de grupos.

La Tabla 6a presenta el efecto global de la magnitud de distrito sobre la representación femenina. Los modelos siguen la ecuación (1), aunque incluyendo efectos fijos por país-año. La identificación del efecto descansa en el hecho de que 44 de los 103 distritos incluidos en la muestra (42.7%) experimentaron al menos un cambio en la magnitud de distrito durante el periodo de análisis.¹⁹ La columna (1) muestra que tales cambios casi no afectaron el porcentaje de mujeres elegidas, con ambos coeficientes cercanos a cero en términos absolutos. Sin embargo, las especificaciones logarítmicas reportadas en la columna (2) implican una elasticidad positiva y estadísticamente significativa de entre 0.27 y 0.63 para las elecciones con y sin cuotas de género, respectivamente— ambas muy similares a las que aparecen en la Tabla 1a. Esto apoya la interpretación de que los cambios en magnitud que realmente importan son los *relativos* más que los *absolutos*, y por ende una relación logarítmica proporciona una mejor aproximación a los datos. Las dos últimas columnas no muestran ningún efecto sobre la probabilidad de elegir al menos una mujer, pero sí un respetable aumento de 3.5-4.3 puntos porcentuales en la probabilidad de elegir al menos dos— aunque la significancia de este efecto es sensible al cálculo de los intervalos de confianza. Las

19 La mayoría de los casos corresponden a Guatemala y El Salvador (IC, p. 3).

Tablas A15a y A16a de la IC muestran que estos resultados no cambian si se excluyen de la muestra las cinco provincias argentinas con un número par de representantes o si solo consideramos a las cuotas de género como tales

Tabla 6. Elecciones con representación proporcional y listas cerradas en América Latina

	(%)	(#) (log) [‡]	(0/100)	elegidas (0/100)	
(a) Efecto global	-1	-2	-3	-4	
Magnitud [†] (pre-cuota)	-0.09	0.27	0.88	3.49	
	[-0.75, 0.56]	[0.06, 0.48]	[-1.86, 3.62]	[0.18, 6.79]	
	[-0.76, 0.57]	[0.03, 0.52]	[-2.94, 4.70]	[-4.07, 11.05]	
Magnitud [†] (post-cuota)	0.21	0.63	0.03	4.30	
	[-0.46, 0.88]	[0.37, 0.88]	[-2.87, 2.93]	[0.59, 8.01]	
	[-0.45, 0.88]	[0.34, 0.91]	[-3.98, 4.03]	[-2.85, 11.46]	
(b) Efecto intermedio (I): Magnitud de distrito y mediadores					
	N de listas con escaños	NEPE [§]	Magnitud partidaria		
			Mediana	Media	Máxima
Magnitud (pre-cuota)	0.31	0.18	0.04	0.06	0.20
	[0.17, 0.45]	[0.08, 0.29]	[-0.03, 0.11]	[-0.03, 0.15]	[0.03, 0.38]
	[0.04, 0.58]	[0.01, 0.36]	[-0.03, 0.11]	[-0.14, 0.26]	[-0.07, 0.48]
Magnitud (post-cuota)	0.33	0.19	-0.04	0.01	0.19
	[0.19, 0.47]	[0.08, 0.30]	[-0.15, 0.06]	[-0.10, 0.13]	[0.01, 0.37]
	[0.05, 0.61]	[0.01, 0.37]	[-0.19, 0.11]	[-0.20, 0.23]	[-0.09, 0.48]
(c) Efecto intermedio (II): Mediadores y representación femenina					
	Mujeres elegidas	Mujeres elegidas	Mujer elegida	2+ Mujeres	
	(%)	(#) (log) [‡]	(0/100)	elegidas (0/100)	
<i>Número de listas con escaños[†]</i>					
Pre-cuota	-2.87	-0.32	-5.44	-5.93	
	[-4.87, -0.86]	[-0.55, -0.09]	[-10.77, -0.12]	[-10.78, -1.07]	
	[-4.92, -0.82]	[-0.57, -0.06]	[-11.02, 0.13]	[-11.00, -0.86]	
Post-cuota	-0.32	0.13	-2.78	1.00	
	[-2.24, 1.59]	[-0.03, 0.30]	[-6.96, 1.39]	[-5.50, 7.50]	
	[-2.33, 1.68]	[-0.06, 0.32]	[-7.20, 1.63]	[-6.14, 8.14]	
<i>Magnitud de partido (mediana)[†]</i>					
Pre-cuota	-0.21	-0.04	2.16	0.46	
	[-1.36, 0.94]	[-0.21, 0.12]	[-0.45, 4.77]	[-2.40, 3.31]	
	[-1.36, 0.94]	[-0.23, 0.15]	[-0.13, 4.46]	[-1.99, 2.90]	
Post-cuota	0.69	0.19	0.67	2.37	
	[0.14, 1.24]	[0.04, 0.33]	[-1.16, 2.50]	[0.06, 4.67]	
	[0.22, 1.16]	[-0.01, 0.38]	[-1.68, 3.03]	[-1.14, 5.87]	
N obs.	679	679	679	679	

Nota: Modelos de regresión por mínimos cuadrados ordinarios. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos por distrito y país-año. Las especificaciones en el panel (c) también incluyen efectos fijos por magnitud. Los intervalos de confianza del 95% reportados en la parte superior están basados en errores estándar agrupados por distrito y ajustados por el número de grupos; los reportados en la parte inferior siguen el método de "bootstrapeo salvaje" propuesto por Cameron y Miller (2015). [†] Logaritmo natural en la columna (2). ^{*} Añadimos 1 a la variable dependiente antes de computar el logaritmo. [§] NEPE: Número efectivo de partidos en escaños.

cuando son “fuertes”, es decir, cuando al menos el 30% de los candidatos en las elecciones generales deben ser mujeres y éstas deben ser ubicadas en lugares expectantes en las listas.²⁰ La Tabla A17a de la IC sugiere que los resultados son sustancialmente mayores en los distritos con una magnitud de 5 o menos, aunque solo cuando hay cuotas. Con 2.4 puntos porcentuales, el efecto (no significativo) de la magnitud de distrito es muy similar al reportado en la Tabla 1a. La elasticidad implícita en el modelo logarítmico es un respetable 0.46, y la probabilidad de elegir un mínimo de una o dos mujeres aumenta en 20.1 y 11.1 puntos porcentuales respectivamente, ambos efectos grandes y significativos.

La Tabla 6b refleja cómo la magnitud de distrito afecta tanto el número de listas que obtienen escaños como la magnitud partidaria. Para la primera, los resultados son más fuertes que los reportados en la Tabla 2: cada aumento unitario en la magnitud de distrito aumenta el número (efectivo) de listas que obtienen escaños en ≈ 0.30 (≈ 0.20). Ambas estimaciones son significativas e independientes de las cuotas de género. Pero los resultados para la magnitud partidaria cuentan una historia diferente, ya que las estimaciones de las columnas (3) y (4) están muy cerca de cero en términos absolutos y lejos de ser estadísticamente significativas. La única excepción es la magnitud del partido más votado en el distrito, que es positiva y a veces significativa pero mucho menor que para Argentina y Buenos Aires. Excluir las observaciones de Argentina (Tabla A15b de la IC) o contar solo las cuotas fuertes (Tabla A16b de la IC) no cambia estos resultados, pero la Tabla A17b de la IC reporta resultados sustancialmente más fuertes cuando el análisis se restringe a los distritos pequeños.

En conjunto, estos resultados sugieren que en América Latina—o al menos en aquellos países donde la magnitud de distrito cambió durante el período de interés, lo que básicamente significa Guatemala y El Salvador (ver IC, p. 3)—las elecciones tienden a estar mucho más fragmentadas a nivel de distrito que en Argentina o Buenos Aires. En lugar de permitir que los partidos más grandes obtengan más escaños, aumentar la magnitud de distrito hace que más partidos marginales obtengan representación. En consonancia con esta interpretación, la Tabla A6a de la IC indica que en la muestra latinoamericana los valores medios del *Número de listas que obtienen escaños* y del *Número efectivo de partidos en escaños (NEPE)* son entre un 20 y un 40% mayores que en Argentina y Buenos Aires, y la desviación estándar al interior de los distritos es el doble de grande. Los valores mediano y medio de la magnitud partidaria, en cambio, no difieren de los de Argentina. Más aún, si la mayor parte del efecto de un aumento de la magnitud de distrito se canaliza a través de un mayor número de listas que obtienen escaños, el efecto global sobre la representación femenina debería ser nulo, que es precisamente lo que muestra la Tabla 6a.

En línea con esta perspectiva, el panel superior de la Tabla 6c muestra que por cada lista adicional que obtiene un escaño, el porcentaje de mujeres elegidas cae en 2.9 puntos porcentuales, aunque solo cuando no hay cuotas. Los resultados de las otras tres variables dependientes también son negativos y están estimados de forma fiable—la elasticidad es de -0.32, y la

20 Solamente Argentina (1993-2017), Bolivia (2014-19), Costa Rica (2002-18) y Venezuela (2015) emplearon estas cuotas “fuertes.”

probabilidad de elegir al menos a una o dos mujeres cae en 5.4 y 5.9 puntos porcentuales, respectivamente—, aunque de nuevo luego de la introducción de cuotas los resultados son mucho más pequeños y a veces tienen el signo equivocado. Observar el número efectivo de partidos en escaños (Tabla A18 de la IC) o excluir las provincias argentinas (Tabla A15c de la IC) no cambia estos resultados. Considerar las cuotas fuertes exclusivamente (Tabla A16c de la IC) hace que los efectos post-cuota sean algo más fuertes, aunque solo el efecto sobre la probabilidad de elegir al menos una mujer—que disminuye en casi 5.2 puntos porcentuales—llega a ser estadísticamente significativo. Por el contrario, centrarse en los distritos con una magnitud de 5 o menos hace que los resultados sean mucho más y, en general, significativos solo para las elecciones *con* cuotas de género (Tabla A17c de la IC). Este último hallazgo es consistente con el hecho de que los resultados anteriores fueron mucho más fuertes para Argentina, donde las magnitudes de los distritos tienden a ser pequeñas, que para Buenos Aires, donde son mucho mayores.

En cambio, los resultados de la magnitud (mediana) de los partidos que aparecen en la parte inferior de la Tabla 6c son diferentes tanto de nuestras expectativas teóricas como de las que aparecen en la Tabla 4. Aunque la mayoría de las estimaciones tienen el signo correcto, solo el impacto sobre el porcentaje de mujeres elegidas cuando hay cuotas es significativo en todos los casos. Incluso entonces, con un valor de 0.69 puntos porcentuales, el efecto es muy pequeño. Mediciones alternativas de la magnitud partidaria producen resultados algo mayores, pero todavía débiles (véase la Tabla A18 de la IC). Eliminar las observaciones de Argentina o considerar solo las cuotas fuertes hace poca diferencia (véanse las Tablas A15c y A16c de la IC). Sin embargo, la Tabla A17c de la IC muestra que restringir la muestra a los distritos con una magnitud de 5 ó menos hace que los resultados sean más marcados y estadísticamente significativos, aunque solo cuando hay cuotas: el porcentaje de mujeres elegidas aumenta en 6.6 puntos porcentuales; la elasticidad estimada es de 0.22; y la probabilidad de elegir a una o dos mujeres sube en 11.8 y 14.1 puntos porcentuales, respectivamente. De nuevo, estos resultados son coherentes con la sugerencia de que la magnitud del partido solo marca una diferencia en distritos pequeños.

Conclusión

Entre los especialistas en política y género existe un consenso general sobre el impacto positivo de las cuotas en la elección de las mujeres, así como la expectativa de una relación positiva entre la magnitud de distrito y la representación femenina. Sin embargo, sigue habiendo debate sobre el tamaño de este efecto, así como sobre los mecanismos detrás del mismo. En este artículo argumentamos teóricamente y mostramos empíricamente que el efecto de la magnitud de distrito es menos claro de lo que parece a primera vista, ya que magnitudes mayores pueden aumentar tanto la magnitud partidaria—lo que promueve la elección de mujeres—como el número de listas que obtienen escaños—que afecta negativamente a la representación femenina.

El uso de tres muestras distintas ofrece ventajas distintivas en términos de validez interna y externa. El calendario electoral escalonado empleado en Argentina y Buenos Aires ofrece una estrategia de identificación más

creíble que los cambios de magnitud observados en América Latina, que se concentran en dos países (véase IC, p. 3) y suelen coincidir con cambios importantes en el tamaño de la legislatura. Observar cambios en magnitud a lo largo de tres décadas también aumenta nuestra confianza en que los resultados no están impulsados por un puñado de elecciones. Por otra parte, la consistencia de los resultados para la muestra latinoamericana sugiere que la validez del argumento no se limita a los sistemas políticos con calendarios electorales peculiares.

Dicho esto, nuestros resultados deben interpretarse con cuidado, ya que dependen de la interacción entre múltiples reglas. En primer lugar, y en consonancia con la literatura, respaldamos la afirmación de que las reglas más eficaces para promover la elección de mujeres son las cuotas bien diseñadas; en el mejor de los casos, una magnitud grande puede complementar este efecto. En segundo lugar, aunque en Argentina y Buenos Aires un aumento de la magnitud de distrito a veces aumentó la magnitud partidaria y a veces hizo que más listas obtuvieran representación, en la muestra latinoamericana el segundo efecto fue predominante, y en consecuencia el efecto global de la magnitud de distrito sobre la representación femenina resultó casi nulo. Esto sugiere que el efecto de la magnitud de distrito puede depender del grado de fragmentación partidaria al interior de los distritos, lo cual es una cuestión más empírica que teórica. Una posible implicancia—que dejamos para futuras investigaciones—es que en un contexto de este tipo, aumentar el umbral electoral, y por tanto hacer más difícil que los partidos pequeños obtengan su primer escaño, puede aumentar involuntariamente la representación femenina.

Por último, los resultados son mucho más sólidos en los distritos de pequeña magnitud. Aunque estos distritos son una característica común de nuestras muestras (Gráfico 5), el hecho de que los resultados sean más débiles para Buenos Aires y América Latina sugiere que extrapolar los resultados desde distritos de magnitud pequeña a distritos grandes no hace demasiado sentido. Se nos ocurren dos posibles explicaciones para esto. Una es que, aunque los líderes partidarios siempre quieran nominar a mujeres en puestos marginales, esto es más fácil de hacer en distritos de pequeña magnitud que en los grandes. La otra tiene que ver con los rendimientos marginales decrecientes: con una magnitud de 3, cada mujer elegida representa el 33% del número de legisladores de un distrito, pero con una magnitud de 17, el valor correspondiente es solo del 5.9%. Las estimaciones logarítmicas reportadas en la columna (2) de las Tablas 1 y 5a son, a primera vista, consistentes con esta afirmación, pero esperamos que futuros investigadores aborden esta cuestión con más detalle. Con todo, la moraleja de nuestra historia es clara: si el objetivo es maximizar la representación descriptiva de las mujeres, la estrategia más directa es adoptar cuotas de género generosas, asegurarse su cumplimiento efectivo, y limitar la fragmentación electoral.

Bibliografía

- Barnes, T. D. (2016). *Gendering Legislative Behavior: Institutional Constraints and Collaboration*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Besley, T., Folke, O., Persson, T. y Rickne, J. (2017). Gender Quotas and the Crisis of the Mediocre Man: Theory and Evidence from Sweden. *American Economic Review*, 107(8), 2204–2242.
- Cameron, A. C. y Miller, L. D. (2015). A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317–372.
- Caminotti, M., María Page, S. Z. y Bucciarelli, M. E. (2018). ¿Una Ley Incómoda? La Primera Implementación de la Paridad en la Provincia de Buenos Aires. *CIPPEC, Documento de Políticas Públicas #201*.
- Caminotti, M., Rotman, S. y Varetto, C. (2011). Carreras Políticas y Oportunidades “Generizadas” en la Provincia de Buenos Aires (1983-2007). *POSTData*, 16(2), 191–221.
- Casas-Arce, P. y Saiz, A. (2015). Women and Power: Unpopular, Unwilling, or Held Back? *Journal of Political Economy*, 123(3), 641–669.
- Cox, G. W. (1997). *Making Votes Count. Strategic Coordination in the World's Electoral Systems*. Cambridge: Cambridge University Press. [Existe traducción al español: Cox, G. W. (2004). *La Coordinación Estratégica de los Sistemas Electorales del Mundo. Hacer que los votos cuenten*. Barcelona: Gedisa.]
- Crisp, B. F., Potter, J. D. y Lee, J. W. (2012). Entry and Coordination in Mixed-Member Systems: A Controlled Comparison. Testing the Contamination Hypothesis. *The Journal of Politics*, 74(2), 571–583.
- Dahlerup, D. y Freidenvall, L. (2005). Quotas as a “Fast Track” to Equal Representation for Women: Why Scandinavia Is No Longer the Model. *International Feminist Journal of Politics*, 7(1), 26–48.
- Dal Bó, E. y Rossi, M. A. (2011). Term Length and the Effort of Politicians. *Review of Economic Studies*, 78(4), 1237–1263.
- De Luca, M., Jones, M. P. y Tula, M. I. (2002). Back Rooms or Ballot Boxes? Candidate Nomination in Argentina. *Comparative Political Studies*, 35(4), 413–436.
- Duverger, M. (1967) [1951]. *Political Parties: Their Organization and Activity in the Modern State*. London: Methuen.
- Esarey, J. y Menger, A. (2019). “Practical and Effective Approaches to Dealing with Clustered Data.” *Political Science Research and Methods* 7(3):541–559.
- Esteve-Volart, B. y Bagues, M. (2012). Are Women Pawns in the Political Game? Evidence from Elections to the Spanish Senate. *Journal of Public Economics*, 96(3), 387–399.
- Fiva, J. H. y Folke, O. (2016). Mechanical and Psychological Effects of Electoral Reform. *British Journal of Political Science*, 46(2), 265–279.
- Franceschet, S. y Piscopo, J. M. (2014). “Sustaining Gendered Practices? Power, Parties, and Elite Political Networks in Argentina.” *Comparative Political Studies* 47(1):85–110.
- Gerring, J., Palmer, M., Teorell, J. y Zarecki, D. (2015). Demography and Democracy: A Global, District-level Analysis of Electoral Contestation. *American Political Science Review*, 109(3), 574–591.
- González-Eiras, M. y Sanz, C. (2021). Women's Representation in Politics: The Effect of Electoral Systems. *Journal of Public Economics*, 198.
- Htun, M. N. y Mark, P. J. (2002). Engendering the Right to Participate in Decision-Making: Electoral Quotas and Women's Leadership in Latin America. En *Gender and the Politics of Rights and Democracy in Latin America*, ed. por M. Molyneux y N. Craske. London: Palgrave Macmillan, pp. 32–56.
- Jones, M. P. (1997). Federalism and the Number of Parties in Argentine Congressional Elections. *The Journal of Politics*, 59(2), 538–549.
- Jones, M. P. (1998). Gender Quotas, Electoral Laws, and the Election of Women: Lessons from the Argentine Provinces. *Comparative Political Studies*, 31(1), 3–21.
- Jones, M. P., Alles, S. y Tchintian, C. (2012). Cuotas de Género, Leyes Electorales y Elección de Legisladoras en América Latina. *Revista de Ciencia Política*, 32(2), 331–357.
- Krook, M. L. (2018). Electoral Systems and Women's Representation. En E. S. Herron, R. J. Pekkanen y M. S. Shugart (eds.), *The Oxford Handbook of Electoral Systems* (pp. 175–192). Oxford: Oxford University Press.

- Kunovich, S. y Paxton, P. (2005). Pathways to Power: The Role of Political Parties in Women's National Political Representation. *American Journal of Sociology*, 111(2), 505–552.
- Lago, I. y Martínez, F. (2007). The Importance of Electoral Rules: Comparing the Number of Parties in Spain's Lower and Upper Houses. *Electoral Studies*, 26(2), 381–391.
- Lucardi, A. (2019). The Effect of District Magnitude on Electoral Outcomes. Evidence from Two Natural Experiments in Argentina. *British Journal of Political Science*, 49(2), 557–577.
- Lucardi, A. y Micozzi, J. P. (2016). The Effect of the Electoral Cycle on Legislators' Career Strategies. Evidence from Argentina, 1983-2007. *Legislative Studies Quarterly*, 41(4), 811–840. [Existe traducción al español: Lucardi, A. y Micozzi, J. P. (2021). El Efecto del Calendario Electoral en la Autoselección de las Cohortes Legislativas y el Comportamiento Legislativo en Argentina, 1983-2007. *Administración Pública y Sociedad*, 11, 3–29.]
- Matland, R. E. (1993). Institutional Variables Affecting Female Representation in National Legislatures: The Case of Norway. *The Journal of Politics*, 55(3), 737–755.
- Matland, R. E. y Taylor, M. M. (1997). Electoral System Effects on Women's Representation Theoretical Arguments and Evidence from Costa Rica. *Comparative Political Studies*, 30(2), 186–210.
- Meserve, S. A., D. Pemstein y W. T. Bernhard (2020). Gender, Incumbency and Party List Nominations. *British Journal of Political Science*, 50(1), 1–15.
- Micozzi, J. P. y Lucardi, A. (2021). How Valuable Is a Legislative Seat? Long-Term Incumbency Effects in the Argentine Chamber of Deputies. *Political Science Research and Methods*, 9(2), 414–219.
- Monroe, B. L. y Amanda G. R. (2002). Electoral Systems and Unimagined Consequences: Partisan Effects of Districted Proportional Representation. *American Journal of Political Science*, 46(1), 67–89.
- O'Brien, D. Z. y Johanna R. (2016). Gender Quotas and Women's Political Leadership. *American Political Science Review*, 110(1), 112–126.
- Piscopo, J. M. (2015). States as Gender Equality Activists: The Evolution of Quota Laws in Latin America. *Latin American Politics and Society*, 57(3), 27–49.
- Reynolds, A. (1999). Women in the Legislatures and Executives of the World: Knocking at the Highest Glass Ceiling. *World Politics*, 51(4), 547–572.
- Roberts, A., Seawright, y Cyr, J. (2013). Do Electoral Laws Affect Women's Representation? *Comparative Political Studies*, 46(12), 1555–1581.
- Rosen, J. (2017). Gender Quotas for Women in National Politics: A Comparative Analysis across Development Thresholds. *Social Science Research*, 66, 82–101.
- Salmond, R. (2006). Proportional Representation and Female Parliamentarians. *Legislative Studies Quarterly*, 31(2), 175–204.
- Schmidt, G. D. (2009). The Election of Women in List PR Systems: Testing the Conventional Wisdom. *Electoral Studies*, 28(2), 190–203.
- Schwindt-Bayer, L. A. (2009). Making Quotas Work: The Effect of Gender Quota Laws on the Election of Women. *Legislative Studies Quarterly*, 34(1), 5–28.
- Schwindt-Bayer, L. A. (2010). *Political Power and Women's Representation in Latin America*. Oxford: University Press.
- Thames, F. C. y Williams, M. S. (2010). Incentives for Personal Votes and Women's Representation in Legislatures. *Comparative Political Studies*, 43(12), 1575–1600.
- Tow, A. s.f.. Atlas Electoral de Andy Tow. Recuperado de <http://towsa.com/wordpress/>
- Tripp, A. M. y Kang, A. (2008). The Global Impact of Quotas: On the Fast Track to Increased Female Legislative Representation. *Comparative Political Studies*, 41(3), 338–361.