

ISSN: 1130-2887

DOI: <http://dx.doi.org/10.14201/alh20146695114>

VENTAJA DE GÉNERO EN LOS DISTRITOS
UNINOMINALES: LAS ELECCIONES EN MÉXICO DE 2012
*Gender Advantage in Single-member Districts: The Mexican Elections
of 2012*

Alberto PENADÉS DE LA CRUZ

Universidad de Salamanca, España

✉ penades@usal.es

Silvia Dariela SÁNCHEZ MIRANDA

Investigadora independiente, México

✉ darielasanchez@yahoo.com.mx

BIBLID [1130-2887 (2014) 66, 95-114]

Fecha de recepción: 2 de mayo del 2013

Fecha de aceptación y versión final: 8 de enero del 2014

RESUMEN: Los datos de las elecciones de México en 2012 demuestran que, en competición en distritos uninominales, los hombres obtienen ventaja electoral sobre las mujeres. Esto no obedece ni a la distinta experiencia ni al sesgo en los partidos en la selección de candidatas, por lo que este trabajo concluye que se trata de un sesgo de los votantes. También se constata la existencia de sesgo de género dentro de cada partido en el emplazamiento de candidatas en distritos más o menos prometedores y se descarta que pueda ser un cálculo racional para evitar los efectos del sesgo de los votantes. La ventaja de género se debilita mucho cuando las candidatas tienen experiencia legislativa, lo que ofrece una razón para utilizar cuotas de género.

Palabras clave: elecciones, México, representación femenina, sesgo de género en el voto.

ABSTRACT: Data from Mexican elections in 2012 show that, in single member districts, men obtain electoral advantage over women. This cannot be explained away by the different level of political experience nor by selection bias on the part of parties while nominating candidates in districts of different expected votes. It concludes there is voter bias in favor of male candidates. It is also shown the existence of additional selection bias on the part of parties, and a potential explanation based on gender-neutral seat maximization is discarded.

The electoral advantage is weaker when candidates are experienced, which supports the present use of gender quotas.

Key words: elections, Mexico, women's representation, gender bias in voting.

I. INTRODUCCIÓN¹

Este trabajo es una investigación sobre la *ventaja de género* en las elecciones y sus causas, a partir del análisis del resultado de las elecciones mexicanas de 2012 para los 300 diputados o diputadas que se eligen por mayoría simple. La ventaja de género es la diferencia en términos de votos que, en condiciones iguales, obtienen los hombres sobre las mujeres cuando compiten un hombre y una mujer. El principal resultado que muestra el estudio es que existe la ventaja de género y que obedece a un *sesgo de los votantes* que no puede reducirse a un *sesgo en los partidos* (sesgo de selección de candidatas en distritos con expectativas electorales relativamente bajas), distinción en la que se sigue a Fréchette, Maniquet y Morelli (2008), cuyo análisis empírico del caso de Francia es un modelo para la investigación.

El sesgo de los votantes podría obedecer a alguna característica correlacionada con el género pero no está condicionado por el sexo de los candidatos o candidatas. Sin embargo, se comprueba que el sesgo no puede ser explicado por una de las características más prominentes de las personas que compiten en las elecciones, el hecho de haber tenido experiencia previa en el Legislativo federal. Dado que en México no es posible la reelección consecutiva de representantes, se trata de una especie de *incumbents* no consecutivos. Es posible que exista otra característica de las candidatas y candidatos que explique la ventaja electoral de los hombres sin recurrir a una propensión de algunos votantes a preferir candidatos masculinos. Sin embargo, la coherencia de los resultados obtenidos en otros trabajos muestran un gran escepticismo al respecto (Langston y Aparicio 2011; Aparicio 2009; Fréchette, Maniquet y Morelli 2008).

La existencia del sesgo de selección en los partidos es menos controvertida, pese a que la evidencia de la misma –la nominación de candidatas en distritos con peores resultados esperados que los hombres– parece algo más débil. Tampoco se puede descartar una eventual explicación institucional que no implique discriminación de género. Sin embargo, se ofrece evidencia contra una explicación rival bastante natural: que los partidos distribuyan a las mujeres de forma estratégica para anticiparse al sesgo de los votantes.

La conclusión más optimista de este trabajo se refiere a la experiencia legislativa precedente de las candidatas, pues dicha experiencia atenúa la ventaja electoral de los hombres. Este es el tipo de situación en el que las cuotas de género son indiscutiblemente efectivas,

1. Los autores agradecen a Araceli Mateos, a los evaluadores anónimos de *América Latina Hoy*, *Revista de Ciencias Sociales*, y a los editores de la revista, algunas observaciones y correcciones muy valiosas para mejorar las versiones anteriores de este trabajo.

pues una vez que las mujeres acceden a la experiencia legislativa pueden afrontar los sesgos de elección y selección con mayor éxito.

Esta investigación sobre el éxito de las mujeres como candidatas permite entender mejor las condiciones de éxito de las cuotas de género. La cuota de género ofrece el contexto idóneo para el estudio, pues gracias a ella el número de mujeres que participan en la competición electoral es abundante. El porcentaje de mujeres electas en la Cámara Baja (36,8%) sitúa al Poder Legislativo mexicano en la posición número 19 de todo el planeta, justo por encima de España (36%). Es el quinto país con más mujeres parlamentarias en América Latina (el cuarto si no se cuenta Cuba), unas décimas por debajo de Argentina (Inter-Parliamentary Union 2013).

La mayor parte de las investigaciones recientes sobre la representación política de las mujeres en América Latina (y, en realidad, en el mundo) se concentra en el éxito o fracaso de los diseños institucionales y, muy particularmente, de las cuotas de género, en el logro de una mejor representación descriptiva. El diseño de investigación consiste, por lo general, en averiguar cómo la variación institucional explica la probabilidad de elección de las mujeres (por ejemplo Jones 2011 para América Latina; Schwindt-Bayer 2009 o Salmond 2006 en perspectiva global). Esto es así incluso en los estudios de caso, en los que se busca variación temporal (Jones 2004) o territorial (Schmidt y Saunders 2004), prestándose relativamente poca atención a los comportamientos. Esta inclinación institucionalista, que precede al periodo de introducción de las cuotas de género (Del Campo 2005), puede ser una consecuencia lógica del desarrollo del proceso político de reivindicación de medidas de igualdad. Sin embargo, tiene la desventaja de que pocas veces se formula la pregunta, como se hace en este trabajo, de cuál es la razón que determina el éxito electoral de las mujeres manteniendo constantes las instituciones. Una excepción importante, dentro de los estudios sobre América Latina, son los trabajos de Langston y Aparicio sobre el éxito electoral de las mujeres en México (Langston y Aparicio 2011; Aparicio 2009) quienes sí estudian explícitamente la conducta de los votantes.

Existe una larga tradición en Ciencia Política, al menos desde Duverger (1955), que supone que el motor principal o exclusivo de la discriminación de las mujeres en política es el sesgo ejercido por los políticos profesionales, lo que aquí se denomina «sesgo en el partido». En los estudios electorales de género el supuesto suele permanecer implícito, como cuando se discute la «efectividad» de las cuotas sobre el trasfondo de las oportunidades que tienen los partidos (los hombres) para incumplirlas o para limitar su efecto en la representación. Sin embargo, en ocasiones también parece suponerse que hay un sesgo que proviene de los votantes, como cuando se pondera la superioridad de las listas cerradas sobre las listas abiertas para mejorar la representación de las mujeres. Este trabajo intenta dar un paso en la discusión sistemática de estos supuestos, frente a la apelación implícita y no sistemática que se hace a los mismos en la literatura comparada (ver por ejemplo Jones 2009: 57-59).

Siguiendo la senda habitual de los estudios electorales, los estudios sobre las consecuencias de las cuotas de género y medidas semejantes se reforzarán en el futuro con una mejor comprensión de sus orígenes. Especialmente, cuando las cuotas de género

se han extendido tanto entre los regímenes representativos como para guardar más relación con los compromisos internacionales de los países que con la situación de las mujeres (Bush 2011), incluso produciendo un cierto desencanto por lo que se refiere a su conexión con esto último (Zetterberg 2009). Para entender mejor las consecuencias de estructuras institucionales concretas en las que se insertan las cuotas de género, hay que entender mejor cuáles son las fuentes de la discriminación, independiente de las instituciones electorales, y cómo los políticos escogen medidas concretas en respuesta a las mismas.

No se defiende que sea generalizable el modelo específico de Fréchette, Maniquet y Morelli (2008), según el cual los políticos varones introducen las cuotas para beneficiarse en el corto plazo del sesgo de los votantes y mejorar sus posibilidades de reelección, pero sí el tipo de ejercicio que se proponen. Para el caso de México, los trabajos de Baldez (2007 y 2004) indican una dirección prometedora para la investigación futura al subrayar los efectos que tienen sobre los partidos las cuotas de género cuando la opción alternativa son las elecciones internas para los procesos de selección de candidatos.

La sección segunda presenta los datos de este estudio; la sección tercera mide la ventaja de género en las elecciones, separándola de la ventaja que confiere la experiencia legislativa federal; la sección cuarta discute sus causas, descartando la hipótesis de que se reduzca a sesgo de nominación en los partidos, pero establece la existencia de dicho sesgo, como añadidura; la sección quinta analiza el sesgo de nominación en los distintos partidos y descarta la hipótesis de que, como regla general, obedezca a un cálculo racional, en el sentido de contrarrestar el sesgo de los votantes. La sección sexta discute los resultados principales y concluye.

II. LOS DATOS

En este trabajo el principal objeto de estudio es el voto directo (sin tener en cuenta sus alianzas) a los candidatos o candidatas –en lo sucesivo, candidatos– de los tres mayores partidos, el Partido de Acción Nacional (PAN), el Partido Revolucionario Institucional (PRI) y el Partido de la Revolución Democrática (PRD), en los 300 distritos uninominales de representación mayoritaria de la Cámara de Diputados en las elecciones de julio de 2012². De modo concurrente, en esa convocatoria fueron elegidos el Presidente de México y 200 senadores federales. La única mujer presentada a la elección presidencial fue la candidata del PAN. Para todas las observaciones se ha recogido información sobre el sexo de los candidatos y su experiencia pasada, en particular, si ya habían sido diputados o senadores en el legislativo federal³.

2. Otros 200 diputados y diputadas federales son elegidos mediante listas cerradas y una fórmula de representación proporcional en cinco grandes circunscripciones.

3. Se han utilizado múltiples fuentes de prensa y servicios de noticias, los datos pueden solicitarse por correo a los autores.

El 39,9% de los 900 candidatos son mujeres y el 19,1% son personas con experiencia legislativa federal, es decir, han sido diputados o senadores con anterioridad y se presentan, en su caso, a la reelección no consecutiva. En un 20,7% de los distritos no se presentó ninguna mujer, en el 29% se presentaron dos y en el 5,7% de los casos las tres candidatas eran mujeres (Tabla I). La no reelección consecutiva hace que la experiencia tampoco se reparta de modo uniforme, como sería de esperar si se estuviera ante candidatos que buscan renovar su mandato. En el 52% de los distritos no había candidatos con experiencia legislativa federal y en el 39% había un candidato con esa experiencia; además, en el 8% de los distritos había dos candidatos con experiencia compitiendo entre sí y con un novato, y en el 0,7% ninguno era nuevo (Tabla II).

TABLA I
 NÚMERO DE CANDIDATAS DEL PAN, EL PRI O EL PRI EN LOS DISTRITOS
 DE MAYORÍA RELATIVA EN MÉXICO EN 2012

NÚMERO DE CANDIDATAS EN EL DISTRITO	POBLACIÓN		MUESTRA	
	Número de distritos	Porcentaje	Número de distritos	Porcentaje
0	186	20,7	98	21,9
1	402	44,7	205	45,9
2	261	29	120	26,8
3	51	5,7	24	5,4
Total	900	100	447	100

Fuente: Elaboración propia.

TABLA II
 NÚMERO DE CANDIDATO/AS DEL PAN, PRI O PRD CON EXPERIENCIA LEGISLATIVA
 FEDERAL EN LOS DISTRITOS DE MAYORÍA RELATIVA EN MÉXICO EN 2012

NÚMERO EN EL DISTRITO	POBLACIÓN		MUESTRA	
	Número de distritos	Porcentaje	Número de distritos	Porcentaje
0	468	52	157	35,1
1	354	39,3	240	53,7
2	72	8,0	48	10,7
3	6	0,7	2	0,4
Total	900	100	447	100

Fuente: Elaboración propia.

A fin de poder realizar un análisis de regresión evitando tomar más de una observación de un mismo distrito (lo que conllevaría correlación de los términos de error) se extrae una muestra de 447 candidatos con y sin experiencia. La muestra conserva las propiedades de la población en cuanto a la distribución de las candidatas pero deliberadamente sobrerrepresenta al grupo de candidatos experimentados, lo que permite su análisis por separado (Tablas I y II)⁴.

TABLA III
DESCRIPTIVOS

	POBLACIÓN		MUESTRA	
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
Mujeres	0,399		0,367	
Experiencia en el Legislativo federal	0,191		0,322	
PAN	0,333		0,322	
PRI	0,333		0,353	
PRD	0,333		0,324	
Fracción de los votos en 2009	0,269	0,157	0,283	0,161
Fracción de los votos en 2012	0,254	0,115	0,260	0,115
Observaciones	900		447	

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla III compara las medias de población y muestra para diversas variables, indicando que se trata de un conjunto de datos muy semejante en todos los aspectos de interés, salvo por lo que se refiere a la experiencia previa de los candidatos.

III. LA VENTAJA DE GÉNERO

El objetivo en esta sección es establecer empíricamente la existencia de ventaja de género. Se muestra cómo las mujeres, cuando compiten con hombres, obtienen un resultado peor, en promedio, que cuando todos los candidatos son del mismo sexo; mientras que, por el contrario, los hombres que compiten con mujeres obtienen un resultado

4. El procedimiento es el siguiente: se elige un solo candidato, mediante número aleatorio, en los distritos en los que o bien ninguno de los tres o bien los tres tienen experiencia. En los distritos mixtos el candidato con (sin) experiencia es seleccionado junto con uno elegido al azar entre los dos sin (con) experiencia.

en promedio mejor. En segundo lugar, se constata que ser mujer en competencia con hombres reduce la probabilidad de obtener la mayoría relativa, en comparación con la situación inversa, manteniendo lo demás constante. En la siguiente sección se expone que, como queda implícito en el análisis, la ventaja proviene, en una parte importante, del sesgo de los votantes.

Para cada candidato i suponemos un modelo lineal de la forma $y_i = \beta X_i + \varepsilon_i$ en el que y_i es la fracción del voto del candidato i en las elecciones de 2012 sobre el total de votos obtenidos por los tres partidos. Para comodidad de lectura las fracciones se presentan como porcentajes. El vector X_i se refiere a la principal variable de estudio, la ventaja de género, y a una serie de controles básicos.

La ventaja de género toma el valor +1 cuando una mujer se enfrenta a uno o dos hombres en el distrito, toma valor -1 cuando un hombre se enfrenta a una o a dos mujeres y toma valor 0 cuando los tres candidatos son hombres o son mujeres. Esta operacionalización es preferible al indicador de género como simple atributo del candidato, pues recoge el aspecto específico en el que estamos interesados: la ventaja/desventaja que tiene ser hombre/mujer al competir por los votos con mujeres/hombres. Cuando las mujeres solo compiten con mujeres, u hombres con hombres, algo que sucede en más de uno de cada cuatro casos (Tabla I), suponemos que no se produce ningún efecto de género de este tipo⁵.

TABLA IV
 BRECHA Y VENTAJA DE GÉNERO*

VENTAJA DE GÉNERO			BRECHA DE GÉNERO		
Hombre frente a una o dos mujeres (-1)	35,9	(14,6)	Hombre	35,0	(14,1)
Hombre (mujer) frente a dos hombres (dos mujeres)	33,3	(13,4)	Mujer	30,8	(14,3)
Mujer frente a uno o dos hombres (+1)	30,3	(14,2)			

* Porcentaje de voto medio sobre total de los votos directos a los tres partidos. Desviaciones típicas entre paréntesis. N = 900.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla IV presenta el punto de partida. Un hombre que compite con al menos una mujer obtiene un 2,6% más, en promedio, que alguien que compite con personas de su mismo sexo ($p = 0,028$ en el contraste t); una mujer que compite con al menos otro hombre obtiene 3,0 puntos porcentuales menos, en promedio, que una persona que compite con personas de su mismo sexo ($p = 0,012$ en el contraste t). Las magnitudes

5. Con esta medida se trata de adaptar la que proponen G. FRÉCHETTE, F. MANIQUET y M. MORELLI (2008) para una situación de bipartidismo perfecto. Se ha probado una operacionalización distinta, con más peso para la competencia con dos candidatos del sexo opuesto, pero los resultados no varían en nada sustancial.

son coherentes con el supuesto de la operacionalización de que ambos efectos son iguales. La brecha de género infraestima en algo más de un punto porcentual la distancia que puede darse entre candidatos hombres y candidatas mujeres cuando compiten *entre sí*.

De esta manera, se usarán dos variables específicas de cada distrito como controles. La más importante es la fracción de los votos logrados por la candidatura del mismo partido en las elecciones inmediatamente precedentes, las de 2009. Afortunadamente, los distritos electorales mexicanos no se han modificado y los tres partidos han presentado candidatos tanto en 2009 como en 2012 en los 300 distritos. La introducción de esta variable permite controlar el efecto de selección de candidatos, es decir, el hecho posible de que las mujeres se presenten en distritos menos prometedores que los hombres.

Para una estimación más conservadora de la ventaja de género, en las especificaciones (3) y (4) se controla además por el efecto de las elecciones presidenciales (Tabla V). Este efecto se mide como la diferencia entre el voto a los candidatos a diputados en 2009 y el voto a los candidatos presidenciales del mismo partido en 2012. La introducción de esta variable mejora el ajuste del modelo. Se emplean además, como controles, las afiliaciones partidistas de los candidatos. Las especificaciones (1) y (2) utilizan solamente los datos de la submuestra de candidatos sin experiencia legislativa federal, las especificaciones (3) y (4) la submuestra de candidatos con experiencia.

La principal regularidad empírica es que existe ventaja de género en la competición y no puede descartarse como accidental (Tabla V). Entre los candidatos sin experiencia, la ventaja de género es de 1,4 puntos porcentuales en contra de las mujeres, en promedio, manteniendo constantes los votos esperados en el distrito a partir del registro de 2009 y la afiliación partidista (especificación 1); para los candidatos con experiencia legislativa previa la diferencia estimada es de 1,7% negativo (especificación 2). Ambos coeficientes, sobre todo el primero ($p = 0,012$), tienen una probabilidad muy baja de revelar este efecto por error⁶.

Al tener en cuenta el «impulso» (*coattails*) de la elección presidencial la ventaja de género se reduce a menos de un punto en el caso de los candidatos sin experiencia y se vuelve no significativa para los candidatos con experiencia. Las especificaciones (3) y (4) de la Tabla V presentan una estimación conservadora de la ventaja de género, pues una vez que se tiene en cuenta la opción por los candidatos presidenciales, dada la importancia de esta segunda elección y el ajuste individual entre las dos decisiones, es de esperar que todas las características del candidato, salvo su partido, pierdan importancia explicativa. Magar (2012) estima que en el periodo 1979-2000 existe un efecto significativo de impulso (*coattails*) de los candidatos presidenciales sobre los candidatos al Congreso. El hecho de que la ventaja de género siga siendo estadísticamente

6. La magnitud de estos coeficientes es congruente con la que encuentran para la brecha de género en las elecciones de 2009 J. LANGSTON y J. APARICIO (2011), si bien estos autores emplean un vector de controles con mucha más información. Los coeficientes encontrados por G. FRÉCHETTE, F. MANIQUET y M. MORELLI (2008) son solo algo menores, por lo que también refuerzan la fiabilidad de estos resultados.

significativa a pesar de dicho impulso, al menos entre los candidatos nuevos, es una señal de la fuerza de este sesgo en los resultados electorales.

TABLA V
 PORCENTAJE DE VOTOS^c EN 2012 EN LAS CIRCUNSCRIPCIONES
 DE MAYORÍA RELATIVA: VENTAJA DE GÉNERO

CANDIDATOS/AS:	SIN EXPERIENCIA LEGISLATIVA		CON EXPERIENCIA LEGISLATIVA	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ventaja de género ^a	-1,386 (0,546)**	-0,814 (0,411)**	-1,756 (0,968)*	-0,871 (0,751)
Candidato/a del PAN ^b	-0,915 (1,286)	-11,948 (1,205)***	0,498 (1,889)	-12,911 (1,998)***
Candidato/a del PRD ^b	-1,47 (1,656)	-19,703 (1,723)***	0,672 (2,186)	-19,336 (2,646)***
Votos del partido en 2009 ^c	0,57 (0,035)***	0,794 (0,03)***	0,312 (0,062)***	0,665 (0,06)***
Efecto de elección presidencial ^d		0,596 (0,039)***		0,617 (0,063)***
Constante	13,448 (1,887)***	16,522 (1,429)***	28,054 (3,314)***	24,515 (2,579)***
Número de observaciones	303	303	144	144
R ²	0,67	0,81	0,18	0,51
Estadístico de Durbin-Watson	1,472	1,455	1,373	1,509

Coeficientes MCO, errores típicos entre paréntesis: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

NB: (a) -1 = hombre vs 1 o 2 mujeres +1 = mujer vs 1 o 2 hombres, 0 = los tres del mismo sexo. (b) La categoría de referencia es el PRI. (c) Porcentaje sobre el total de los votos individuales al PAN, PRI y PRD. (d) Diferencia entre (c) y el porcentaje de votos obtenido por el candidato o candidata presidencial del mismo partido en el distrito, sobre el total de los tres partidos.

Fuente: Elaboración propia.

TABLA VI
PROBABILIDAD DE OBTENER LA MAYORÍA RELATIVA EN 2012
EN LAS CIRCUNSCRIPCIONES: VENTAJA DE GÉNERO

CANDIDATOS/AS:	SIN EXPERIENCIA LEGISLATIVA		CON EXPERIENCIA LEGISLATIVA	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujer vs uno o dos hombres ^a	-1,226 (0,42)***	-1,314 (0,455)***	-0,933 (0,454)**	-0,692 (0,496)
Todos los candidatos mismo sexo ^b	-0,264 (0,399)	-0,624 (0,455)	0,612 (0,447)	0,755 (0,503)
Candidato/a del PAN ^c	-0,320 (0,406)	-3,065 (0,726)***	0,525 (0,448)	-2,024 (0,737)***
Candidato/a del PRD ^c	0,186 (0,54)	-3,749 (0,946)***	1,019 (0,533)*	-2,794 (1,002)***
Votos del partido en 2009 ^d	0,091 (0,014)***	0,039 (0,018)**	0,05 (0,016)***	0,009 (0,019)
Efecto de elección presidencial ^e		0,139 (0,027)***		0,125 (0,027)***
Constante	-4,108 (0,758)***	-4,972 (0,917)***	-2,213 (0,871)**	-3,628 (1,069)***
Número de observaciones	303	303	144	144
Pseudo-R ² de McFadden	0,31	0,43	0,09	0,24

Coefficientes logit, errores típicos entre paréntesis: ***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

NB: (a) Entre los candidatos del PAN, PRI y PRD, contando solo los votos directos a cada candidatura individual. (b) La categoría de referencia es «Hombre vs una o dos mujeres». (c) La categoría de referencia es el PRI. (d) Porcentaje sobre el total de los votos individuales al PAN, PRI y PRD. (e) Diferencia entre (d) y el porcentaje de votos obtenido por el candidato o candidata presidencial del mismo partido en el distrito, sobre el total de los tres partidos.

Fuente: Elaboración propia.

Resulta natural preguntarse si un sesgo de menos de dos puntos porcentuales puede tener un impacto sustantivo en los resultados electorales. En la Tabla VI se presenta un modelo de regresión logística binaria análogo al de la Tabla V. Si w_i es la probabilidad de que el candidato i obtenga mayoría relativa (entre los tres candidatos), se estima un modelo de la forma $\ln(w_i / (1 - w_i)) = \beta X_i + \varepsilon_i$. La ventaja de género se mide esta vez a través de dos variables dicotómicas: situaciones en las que una mujer compite contra al menos un hombre y situaciones en las que alguien compite con personas de su mismo sexo; en ambos casos la categoría de referencia es la situación excluida por las anteriores.

Mediante el modelo se comprueba que ser una mujer compitiendo con uno o dos hombres tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo en la probabilidad de victoria, con respecto a la probabilidad de victoria de un hombre que compite con una o dos mujeres, manteniendo lo demás constante. Esta desventaja se verifica en las especificaciones (1) y (3), tanto para candidatos nuevos como para experimentados. Si se controla el efecto de las elecciones presidenciales, en las especificaciones (2) y (4), la ventaja en la victoria sólo resulta estadísticamente significativa para los candidatos que no han sido legisladores federales.

El efecto de ventaja negativa para los candidatos del mismo sexo con respecto a los hombres que compiten con mujeres no es estadísticamente significativo ($p > 0,10$), como tampoco lo es la ventaja positiva de los candidatos del mismo sexo con respecto a mujeres que compiten con hombres (en resultados no mostrados aquí directamente). Sin embargo, para los candidatos sin experiencia federal el efecto tiene el signo esperado. Además, los datos ofrecen cierta evidencia contra la hipótesis de que dicho efecto es inexistente, pues en ambas especificaciones el valor p de este coeficiente se encuentra entre 0,13 y 0,15, aunque no baste para los niveles de confianza convencionales.

Los coeficientes en la Tabla VI reflejan cambios en el logaritmo de la razón de probabilidades (o *logit*). El exponencial de un coeficiente revela el cambio en la razón de probabilidades, o cambio en las *odds*. En la especificación (1), para los candidatos sin experiencia, las *odds* de obtener mayoría relativa para una mujer que se enfrenta al menos a un hombre son el 29% de las de un hombre que se enfrenta al menos a una mujer (o 3,4 veces menores). El resultado análogo para la especificación (2) es el 27% (3,7 veces menores).

IV. CAUSAS DE LA VENTAJA

En el análisis anterior ha quedado establecido que el efecto de ventaja de género no puede ser explicado totalmente ni por la experiencia pasada de los candidatos ni por su emplazamiento en distritos más o menos prometedores. Al comparar entre sí solo a candidatos sin experiencia, la pauta de ventaja de género se presenta de manera bastante robusta. Además, al mantener constante el resultado electoral de 2009 en los distritos, se separan implícitamente los distritos mejores de los peores⁷.

A continuación, se rechaza la hipótesis de que la ventaja de género detectada *en la muestra* ($n = 447$) obedezca a la manipulación del emplazamiento de las candidatas, de manera que las mujeres compitan en distritos con un valor electoral esperado menor que los hombres. De este modo, se puede concluir que la ventaja de género revelada en las Tablas V y VI responde a un sesgo en los votantes, que tienden a votar con menor frecuencia a las mujeres que a los hombres cuando ellas compiten con algún hombre.

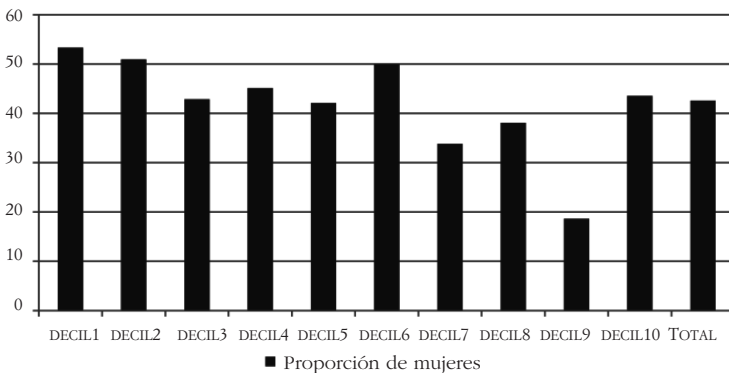
7. J. LANGSTON y J. APARICIO (2011) no conceden otra hipótesis alternativa al sesgo de nominación en los partidos que el déficit de experiencia de las candidatas *potenciales*, hipótesis que consideran poco verosímil.

En los datos de la muestra de 447 candidatos no se aprecian diferencias en votos esperados, basados en la fracción media de voto registrada en el pasado, entre las mujeres y los hombres. Para los candidatos no experimentados el resultado medio del partido en los distritos, en 2009, había sido del 29,9% en el caso de las mujeres y 30,5% en el caso de los hombres. Las magnitudes son estadísticamente indistinguibles ($p = 0,8$ en el contraste t). Entre los candidatos experimentados, las mujeres se presentaban en distritos donde la fracción de los votos obtenidos en la convocatoria precedente por sus partidos había sido del 46,1% como promedio, frente al 43,9% de votos obtenidos en el pasado en los distritos en los que se presentaban hombres. El efecto parece favorecer a las mujeres, pero en realidad no se puede descartarse un error ($p = 0,4$ en el contraste t).

Si bien lo anterior sirve para disipar la posibilidad de que la ventaja de género que se detecta y mide en la muestra pueda explicarse por manipulación de los emplazamientos, todavía es posible que se encuentre evidencia de dicha manipulación en los datos de la población de 900 candidatos. Aunque los datos no son siempre concluyentes, existe cierta evidencia de que las mujeres *no experimentadas* terminan en distritos «peores», que los hombres no experimentados.

Para el conjunto de 728 candidatos sin experiencia legislativa federal, las mujeres fueron a parar a distritos cuyo porcentaje de votos (sobre el total tripartito) en 2009 había sido del 28,9% como media, mientras que para los hombres había sido del 32,3%. Esta diferencia de 3,4 puntos en voto esperado es estadísticamente significativa ($p = 0,015$ en la prueba t). Entre los 172 candidatos con experiencia, sin embargo, el voto esperado sobre la base de los resultados de 2009 era el mismo para hombres y mujeres: el 43,7% en los distritos en los que compiten mujeres en 2012 y el 44% en los que compiten hombres.

GRÁFICO I
PROPORCIÓN DE MUJERES EN 2012 ENTRE LOS CANDIDATOS NO EXPERIMENTADOS EN CADA TIPO DE DISTRITO, CLASIFICADOS POR DECILES DE RESULTADO EN 2009



Fuente: Elaboración propia.

La distribución de la proporción de mujeres en los distritos de mayor y menor voto esperado –según resultados pasados– por los partidos revela cierto sesgo innegable, pero moderado. El Gráfico I agrupa los distritos de acuerdo con los deciles de resultado electoral de cada partido en 2009. De esta forma tenemos una escala común a los tres partidos, ya que tienen distribuciones muy distintas (en particular, la distribución de resultados del PRD es muy asimétrica a la derecha). En cada decil se muestra la proporción de mujeres candidatas, tomando en cuenta solo a los 728 candidatos sin experiencia legislativa federal previa. La infrarrepresentación de las mujeres se observa en los deciles séptimo al noveno, es decir, en el 30% de los distritos inmediatamente inferiores al 10% de distritos con mejor expectativa de voto para cada partido, pero no en el 10% mejor. La sobrerrepresentación de las mujeres se observa en el 20% de distritos «peores» de cada partido, pero también en el 10% de los distritos que son marginalmente mejores que el distrito mediano.

TABLA VII
 DISTRIBUCIÓN DE LOS CANDIDATOS Y CANDIDATAS SIN EXPERIENCIA EN LOS
 DISTRITOS ELECTORALES CLASIFICADOS POR SU RESULTADO ESPERADO

DISTRITOS DE ACUERDO CON EL RESULTADO (v) EN 2009				
	Perdedores ($v < 1/3$)	Posibles ($1/3 < v < 1/2$)	Ganadores ($1/2 < v$)	N
Hombres	208	133	77	418
	(-2,1)	(1,2)	(1,4)	
Mujeres	179	86	45	310
	(2,1)	(-1,2)	(-1,4)	
n	387	219	122	728

$\chi^2 = 4,7$ ($p < 0,1$). Entre paréntesis los residuos ajustados tipificados.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla VII clasifica las 728 observaciones de acuerdo con el sexo de los candidatos y con el grado de seguridad de un distrito. La medición que se utiliza para lo segundo se basa en los umbrales de victoria. Con menos de un tercio de los votos es imposible ganar, por lo que superar ese umbral es condición necesaria para tener una opción de victoria; con más de la mitad de los votos es seguro alcanzar la mayoría relativa (sobre el total tripartito), por lo que superarlo es condición suficiente. En el resto de los distritos se puede perder o ganar, dependiendo de los resultados de los otros dos partidos. Esta clasificación parece adecuada en un contexto en el que hay incertidumbre sobre los resultados electorales de los contrincantes y la información para formarse expectativas

se toma de los resultados pasados del propio partido, aunque otras son posibles⁸. Ciertamente, la expectativa de voto depende también de otras variables que son difíciles de observar, pero la correlación entre el voto en 2009 y en 2012 en los distritos es de 0,79 ($p < 0,01$), y algo superior (0,81; $p < 0,01$) para los candidatos sin experiencia.

Donde el sesgo es más evidente es en los peores distritos: la probabilidad de que una mujer termine en un distrito perdedor es del 57,7%, la de un hombre del 49,8%. Visto como distribución de género en los distritos: hay un 46% de mujeres en ese tipo de distritos, por lo que resultan significativamente sobrerrepresentadas ($p < 0,05$). Por otra parte, la probabilidad de que una mujer sin experiencia legislativa federal termine en un distrito con voto esperado mayor del 50% es del 14,5%, mientras que para los hombres sin experiencia es del 18,4%. De otro modo: la proporción de mujeres en distritos ganadores es del 36,8%, por lo que se encuentran infrarrepresentadas. Esta diferencia, sin embargo, no es estadísticamente significativa ($p > 0,1$). Para el caso de los 172 candidatos experimentados las diferencias entre hombres y mujeres no son significativas en ningún caso, como se detalla en la siguiente sección.

V. SESGO DE NOMINACIÓN EN EL PARTIDO Y EFECTOS DE PARTIDO

Podría argumentarse que la pauta de distribución de candidatas en los distritos observada en el análisis precedente obedece al cálculo estratégico de unos partidos maximizadores de escaños que anticipan el sesgo de los votantes y desplazan a sus candidatos más «débiles», las mujeres, a posiciones donde supongan un menor riesgo para la representación del partido. Debe notarse que una implicación de esta hipótesis es que, si el sesgo de nominación estuviera completamente ausente, los partidos deberían desplazar a las mujeres hacia los distritos mejores, tanto como hacia los distritos peores, reduciéndose su frecuencia solo en los intermedios. Una segunda implicación de esta hipótesis es que, en la medida en que la experiencia legislativa precedente reduce o elimina el sesgo del votante, dicha pauta no debería observarse, o debería estar más atenuada, entre las candidatas que ya han sido legisladoras federales.

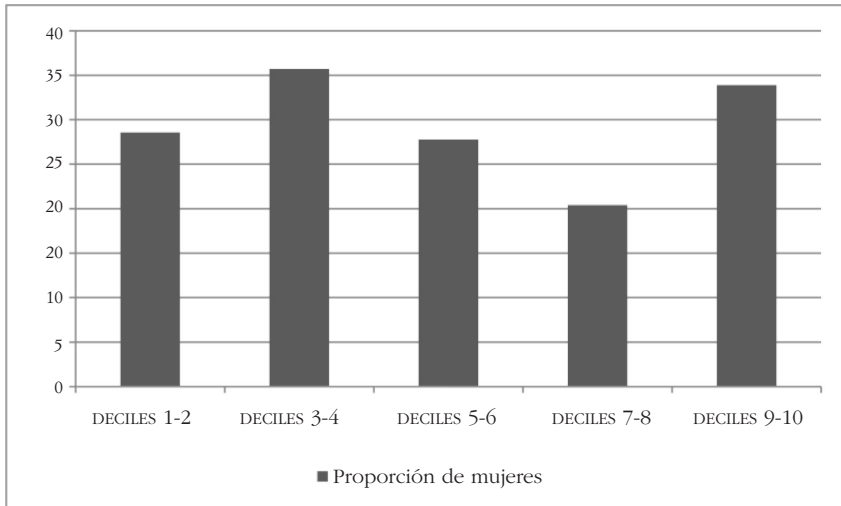
En esta sección se rechaza esta hipótesis. Los datos no permiten afirmar que el sesgo de selección en los partidos sea en realidad una respuesta maximizadora de escaños al sesgo de elección de los votantes. Por añadidura, se compara cómo se producen los sesgos en los distintos partidos, de manera que se corrobora la presencia de cierto sesgo en los partidos *añadido* al sesgo de los votantes que, por moderado que sea, no puede explicarse como reacción estratégica al segundo.

En primer lugar, pese a que existe cierta evidencia de que algunas mujeres se encuentran «protegidas» en distritos seguros, la distribución del Gráfico I muestra una pauta más decreciente que bimodal. Téngase en cuenta que, por la segunda implicación de la hipótesis, entre las candidatas sin experiencia es donde más claramente debería

8. J. LANGSTON y J. APARICIO (2011) emplean el margen de victoria medio en una serie de elecciones pasadas para distinguir bastiones, distritos reñidos y distritos perdedores.

observarse el efecto. En segundo lugar, la pauta de distribución bimodal no es menos clara sino, si acaso, más clara entre las candidatas con experiencia legislativa federal, contrariamente a la segunda implicación de la hipótesis, tal y como muestra el Gráfico II.

GRÁFICO II
PROPORCIÓN DE MUJERES EN 2012 ENTRE LOS CANDIDATOS
CON EXPERIENCIA LEGISLATIVA EN CADA TIPO DE DISTRITO,
CLASIFICADOS POR DECILES DE RESULTADO EN 2009



Fuente: Elaboración propia.

El sesgo de los votantes y el eventual sesgo de selección en los partidos podrían ser específicos de cada partido. Comprobar este extremo tiene interés descriptivo. Además, nos permite afianzar el rechazo a la hipótesis de emplazamiento racional de candidatas. A continuación se muestra cómo parece no existir un sesgo del votante significativo entre los electores del PRD, pero sí entre los electores del PRI y del PAN. Por otra parte, en segundo lugar se evidencia cómo las candidatas del PRD son discriminadas dentro del partido tanto o más que las de los otros dos partidos, por lo que es imposible explicar el sesgo como una consecuencia derivada del cálculo de maximización de escaños, ya que los votantes del PRD no premian a los hombres.

TABLA VIII
PORCENTAJE DE VOTOS^c EN 2012 EN LAS CIRCUNSCRIPCIONES
DE MAYORÍA RELATIVA: VENTAJA DE GÉNERO

CANDIDATOS/AS:	PAN		PRI	PRD
	(1)	(2)	(1)	(1)
Ventaja de género ^a	-1,356 (0,56)**	-0,657 (0,436)	-1,48 (0,559)***	-0,889 (0,591)
Ventaja de experiencia ^b	1,646 (0,722)**	0,803 (0,563)	1,321 (0,711)*	3,488 (0,828)***
Votos del partido en 2009 ^c	0,665 (0,035)***	0,242 (0,041)***	0,298 (0,039)***	0,641 (0,034)***
Efecto de elección presidencial ^d		0,535 (0,038)***		
Constante	11,802 (1,352)***	6,465 (1,114)***	27,224 (1,873)***	12,855 (0,849)***
Número de observaciones	300	300	300	300
R ²	0,60	0,76	0,24	0,63
Estadístico de Durbin-Watson	1,411	1,263	1,179	1,037

Coefficientes MCO, errores típicos entre paréntesis: ***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

NB: (a) -1 = hombre vs 1 o 2 mujeres, +1 = mujer vs 1 o 2 hombres, 0 = los tres del mismo sexo. (b) -1 = experimentado vs 1 o 2 nuevos, +1 = nuevo vs 1 o 2 experimentados, 0 = los tres iguales. (c) Porcentaje sobre el total de los votos individuales al PAN, PRI y PRD. (d) Diferencia entre (c) y el porcentaje de votos obtenido por el candidato o candidata presidencial del mismo partido en el distrito, sobre el total de los tres partidos.

Fuente: Elaboración propia.

El modelo de la Tabla VIII es igual que el de la Tabla V, solo que esta vez se incluye en el vector de controles la experiencia de los candidatos, mientras que la afiliación partidista se utiliza ahora para agrupar los casos en tres conjuntos separados para el análisis. De este modo, se pueden utilizar todas las observaciones sin repetir distrito. La experiencia legislativa federal se ha medido como «ventaja de experiencia», en el espíritu de la ventaja de género:

- toma el valor -1 cuando un candidato no tiene experiencia pero al menos uno en el distrito sí la tiene;
- toma valor +1 cuando un candidato no tiene experiencia pero compite contra al menos uno que sí la tiene;
- y toma valor 0 cuando bien los tres tienen experiencia, o ninguno la tiene.

En la especificación (1) del modelo, tanto en el caso del PAN como en el caso del PRD existe una ventaja de género, a favor de los hombres, de algo menos de 1,5 puntos porcentuales como media, manteniendo constante la ventaja de experiencia y el voto esperado sobre la base del resultado pasado en cada distrito. La ventaja resulta estadísticamente significativa en ambos casos. Sin embargo, en el PRD no se verifica dicha ventaja. Si bien el coeficiente para el PRD tiene el mismo signo que en los otros dos partidos, su magnitud no puede distinguirse de 0 para un nivel convencional de confianza.

Es posible que esto sea coherente con la ideología de los electores del partido, más igualitarista que otros, y con la extracción relativamente más urbana de sus votantes. En el PAN desaparece la ventaja de género cuando se controla por el efecto de la elección presidencial, en la especificación (2), lo que resulta bastante lógico toda vez que el partido presentaba a una mujer como candidata a presidente. No se presenta la especificación (2) para el PRI ni para el PRD porque el resultado no cambia⁹.

Para los candidatos de los tres partidos la experiencia sí induce una ventaja estadísticamente significativa. Resulta notable que la ventaja de experiencia estimada para los candidatos del PRD (+3,5 puntos) sea más del doble que la ventaja estimada para los candidatos del PAN (+1,6) o del PRI (+1,3).

Merece la pena observar el emplazamiento de las candidatas. Atendiendo al voto esperado de las candidatas sin experiencia federal se aprecia sesgo de selección de género en los tres partidos, pero más en el PRD que en el PRI, y menos que en ellos en el PAN, donde el error de estimación es, además, bastante mayor. Las candidatas del PAN se situaron en distritos cuyo voto esperado era 3 puntos porcentuales más bajo que el de los hombres, 32% frente a 35% ($p = 0,081$ en el contraste t). Las candidatas sin experiencia del PRI compitieron en distritos con un porcentaje de voto esperado 3,7 puntos menor que los hombres sin experiencia: 43,6% frente a 47,3% ($p = 0,035$ en el contraste t). Por último, para el caso del PRD, las candidatas nuevas fueron emplazadas en distritos con un voto esperado de 4,1 puntos menos que los hombres: 13,2% frente a 17,3% ($p = 0,029$ en el contraste t). Para las candidatas con experiencia legislativa federal las diferencias no son estadísticamente significativas en ningún caso.

La Tabla IX muestra que la distribución de los candidatos sin experiencia en distritos «perdedores» (menos de un tercio de los votos en 2009) y distritos «no perdedores» ofrece una evidencia moderadamente fuerte de sesgo de partido en el caso del PRD ($p = 0,075$) y, en menor medida, en el caso del PAN ($p = 0,104$). Para el caso del PRI los datos no permiten afirmar que el género condicione el emplazamiento de las candidatas ($p = 0,23$) en distritos perdedores o no perdedores.

El PRD, el partido que menos tiene que preocuparse por el sesgo de sus votantes, es el partido del que se obtiene una evidencia más clara de que no favorece la posición de sus mujeres candidatas, por lo que es improbable que este efecto obedezca a un cálculo maximizador de escaños. Lo más probable es que sea el resultado de un proceso de nominación más descentralizado que en otros partidos (Baldez 2007).

9. El coeficiente de ventaja de género del PRI se reduce levemente, a $-1,26$, $p < 0,01$.

TABLA IX
EMPLAZAMIENTO DE LOS CANDIDATOS SIN EXPERIENCIA EN 2012
DE ACUERDO CON LA FRACCIÓN DE VOTO (v) OBTENIDA POR EL PARTIDO
EN EL DISTRITO EN LAS ELECCIONES DE 2009

Votos esperados:		PAN			PRI			PRD		
		v < 1/3	1/3 < v	N	v < 1/3	1/3 < v	N	v < 1/3	1/3 < v	N
Candidatos sin experiencia	Hombres	58	79	137	25	103	128	125	28	153
	Mujeres	59	53	112	24	67	91	96	11	107
	N	117	132	249	49	170	219	221	39	260
		$\chi^2 = 2,65$ p = 0,104			$\chi^2 = 1,43$ p = 0,23			$\chi^2 = 3,2$ p = 0,075		

En *cursiva* las celdas con frecuencias esperadas menores que las observadas.

Fuente: Elaboración propia.

VI. CONCLUSIÓN

Los hombres tienen una significativa ventaja sobre las mujeres en la competencia electoral. Esta ventaja contribuye a la posibilidad de victoria sobre sus rivales. La ventaja no puede atribuirse solamente al distinto nivel de experiencia de las candidatas y candidatos, pues el efecto se verifica también cuando se separa a los candidatos con experiencia legislativa de los que no la tienen. La medición de la experiencia legislativa se concentra solo en un aspecto, el que parece más decisivo, pero que alcanza resultados semejantes a los de Langston y Aparicio (2011), con una información muy amplia del pasado de los candidatos, lo que confirma la tesis¹⁰.

La ventaja tampoco puede explicarse como sesgo de género en la selección de candidatas dentro de los partidos: se puede mostrar la existencia de ventaja de género en el análisis de una muestra de datos en los que no existe sesgo de partido. Así, se concluye que la ventaja de género se explica, en buena parte, por el sesgo de los votantes, que favorece a los hombres como candidatos.

Sin embargo, la experiencia legislativa de las candidatas atenúa el sesgo de los votantes. Desafortunadamente no se puede asegurar que lo haga desaparecer, pero este resultado apoya una de las justificaciones para las cuotas de género en la representación. Una vez que, gracias a las cuotas, el número de candidatas con experiencia legislativa sea mayor, la ventaja de los hombres sobre las mujeres en la competición debería reducirse de forma sustantiva.

10. J. LANGSTON y J. APARICIO (2011) no están interesados en medir este efecto, que atribuyen al sesgo de los partidos, sino en el efecto de las distintas trayectorias previas de las candidatas. Sin embargo, su coeficiente estimado para la brecha de género en 2009, manteniendo constante el resultado pasado y la experiencia, es compatible con los resultados de nuestro análisis, aunque la interpretación pueda ser distinta.

El hecho de que se pueda mostrar la ventaja de género sin recurrir al sesgo de selección en los partidos no significa que este no exista. El análisis del total de los casos muestra que las mujeres están sobrerrepresentadas en los distritos con menor voto esperado y con menor posibilidad de victoria. Las mujeres están infrarrepresentadas en buena parte de los mejores distritos, pero no en todos.

Aunque el cálculo maximizador de escaños podría ser parte de la explicación del emplazamiento de las candidatas, no puede dar cuenta de todo el sesgo de selección en los partidos, pues apenas hay evidencia de desplazamiento de mujeres hacia distritos seguros más bien que reñidos. Además, si el cálculo maximizador fuera la explicación, se observaría simultáneamente cómo tiene efecto en las candidatas sin experiencia pero no lo tiene en las candidatas con experiencia, algo de lo que no se ha encontrado evidencia.

Tal vez la pieza más convincente contra la explicación del sesgo de selección en los partidos como cálculo maximizador proviene de la distribución de las candidatas noveles del PRD, quienes se encuentran en posiciones relativamente menos favorables que los hombres, de forma incluso más acentuada que en los otros partidos. Sin embargo, los votantes del PRD son los únicos para los que los datos no revelan sesgo de género.

Los efectos específicos de los partidos son la tarea pendiente para la investigación futura, que debe contrastar hipótesis sobre la organización partidista, la centralización del proceso de selección de candidatos y candidatas y la posibilidad de que interfieran las elecciones internas en el mismo.

VII. BIBLIOGRAFÍA

- APARICIO, Javier. Cuotas de género en México. Candidaturas y resultados electorales para diputados federales 2009. Temas selectos del derecho electoral n.º 18. México DF: Tribunal Electoral del Poder Judicial de la Federación.
- BALDEZ, Lisa. Elected Bodies: The Gender Quota Law for Legislative Candidates in Mexico. *Legislative Studies Quarterly*, 2004, vol. 29 (2): 231-258.
<http://dx.doi.org/10.3162/036298004X201168>.
- BALDEZ, Lisa. Primaries vs. Quotas: Gender and Candidate Nominations in Mexico, 2003. *Latin American Politics and Society*, 2007, vol. 49 (3): 69-96.
<http://dx.doi.org/10.1353/lap.2007.0027>.
- BUSH, Sarah Sunn. International Politics and the Spread of Quotas for Women in Legislatures. *International Organization*, 2011, 65: 103-137.
<http://dx.doi.org/10.1017/S0020818310000287>.
- DEL CAMPO, Esther. Women and Politics in Latin America: Perspectives and Limits of the Institutional Aspects of Women's Political Representation. *Social Forces*, 2005, vol. 83 (4): 1697-1725.
- DUVERGER, Maurice. *The Political Role of Women*. París: UNESCO, 1995.
<http://dx.doi.org/10.1353/sof.2005.0060>.
- FRÉCHETTE, Guillaume R.; MANIQUET, François y MORELLI, Massimo. Incumbents' Interests and Gender Quotas. *American Journal of Political Science*, 2008, vol. 52 (4): 891-909.
- INTER-PARLIAMENTARY UNION. 2013. *Women in National Parliaments*. <http://www.ipu.org/wmn-e/classif.htm>, datos actualizados el día 1 de febrero de 2013.

- JONES, Mark P. Quota Legislation and the Election of Women: Learning from the Costa Rican Experience. *The Journal of Politics*, 2004, vol. 66 (4): 1203-1223.
- JONES, Mark P. Gender Quotas, Electoral Laws, and the Election of Women. Evidence From the Latin American Vanguard. *Comparative Political Studies*, 2009, vol. 42 (1): 56-81.
- LANGSTON, Joy y APARICIO, Javier. Gender Quotas are not Enough: How Background Experience and Campaigning Affect Electoral Outcomes. Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE). México DF. Documento de Trabajo n.º 234, 2011.
- MAGAR, Eric. Gubernatorial Coattails in Mexican Congressional Elections. *Journal of Politics*, 2012, vol. 74 (2): 383-399.
- SALMOND, Rob. Proportional Representation and Female Parliamentarians. *Legislative Studies Quarterly*, 2006, vol. 31 (2): 175-204.
- SCHMIDT, Gregory D. y SAUNDERS, Kyle L. Effective Quotas, Relative Party Magnitude, and the Success of Female Candidates: Peruvian Municipal Elections in Comparative Perspective. *Comparative Political Studies*, 2004, vol. 37 (6): 704-734.
<http://dx.doi.org/10.1177/0010414004265884>.
- SCHWINDT-BAYER, Leslie A. Making Quotas Work: The Effect of Gender Quota Laws On the Election of Women. *Legislative Studies Quarterly*, 2009, vol. 34 (1): 5-28.
<http://dx.doi.org/10.3162/036298009787500330>.
- ZETTERBERG, Pär. Do Gender Quotas Foster Women's Political Engagement? Lessons from Latin America. *Political Research Quarterly*, 2009, vol. 62 (4): 715-730.
<http://dx.doi.org/10.1177/1065912908322411>.