

La persistencia de las diferencias de género en el interés por la política

The Persistence of Gender Differences in Political Interest

Tània Verge Mestre y Raül Tormos Marín

Palabras clave

Diferencias de género
 • Participación política
 • Actitudes políticas
 Interés por la política
 Tareas domésticas

Key words

Gender Differences
 • Political Participation
 • Political Attitudes
 • Political Interest
 Housework

Resumen

Este artículo explora el rol de los recursos individuales, los factores situacionales y el proceso de socialización en la persistencia de las diferencias de género en las actitudes políticas, principalmente en el interés por la política. Prestamos especial atención a los factores situacionales, sobre todo aquellos que tienen que ver con el tiempo dedicado a las responsabilidades domésticas y de cuidado. A pesar de la creciente participación de la mujer en el mercado de trabajo y la progresiva equiparación en el nivel educativo de hombres y mujeres, la persistente desigualdad en la división sexual del trabajo doméstico reduce el tiempo libre de las mujeres así como las habilidades, recursos y conexiones sociales que podrían fomentar su implicación política, contribuyendo a mantener las diferencias de género en el interés por la política.

Abstract

This article explores the role of individual resources, situational factors, and the socialization process in the persistence of a gender gap in political dispositions, principally in political interest. We pay special attention to situational factors, especially those related to the time devoted to housework and caring responsibilities. Despite the growing participation of women in the labor market and increasingly comparable levels of male and female educational attainment, the enduring unequal sexual division of household tasks reduces women's time availability as well as the pool of skills, resources and social networks which could foster their political engagement, thus helping to sustain the gender gap in political interest.

INTRODUCCIÓN

Las diferencias de género en la implicación política se han reducido notablemente en las últimas décadas en las democracias industriales avanzadas gracias al creciente acceso de las mujeres al mercado laboral, a la progresiva equiparación del nivel educativo de mujeres y hombres y a la renovación generacional correspondiente. No obstante, a pesar

de la envergadura de los cambios, algunas diferencias todavía persisten y tan solo decrecen a un ritmo muy lento (Inglehart y Norris, 2003).

Varias explicaciones han sido planteadas desde los años sesenta. Por una parte, la explicación estructural defiende que las mujeres normalmente disponen de menos recursos socioeconómicos que los hombres, lo que las conduce a una menor implicación.

Tània Verge Mestre: Universitat Pompeu Fabra | tania.verge@upf.edu

Raül Tormos Marín: Centre d'Estudis d'Opinió y Universitat Autònoma de Barcelona | raul.tormos@uab.es

Por otra parte, la explicación situacional enfatiza que el hecho de que las mujeres asuman la mayor parte de las responsabilidades familiares limita su participación en la política. Y, por último, la explicación basada en los roles de género sostiene que la socialización de las mujeres tiende a centrarse en roles políticos más pasivos que la socialización de los hombres (véase Burns *et al.*, 2001, para una revisión amplia de la literatura).

El objetivo de esta investigación es explicar la persistencia de las diferencias de género (*gender gap*) en las actitudes políticas poniendo a prueba las explicaciones previamente presentadas. El análisis se centra en el caso catalán, y por extensión en el español, a partir de una encuesta realizada en 2009 por el *Centre d'Estudis d'Opinió* (CEO) que, además de las tradicionales variables socioeconómicas y actitudinales, contiene numerosas preguntas relativas a los factores situacionales así como algunas variables aproximativas para captar los efectos de la socialización, cosa muy infrecuente en los estudios de orientaciones políticas, lo que nos permite explorar el peso de cada una de las aproximaciones desarrolladas por la literatura.

Aunque el artículo examina diferentes modalidades de participación política de manera exploratoria, concentra el grueso del análisis en el interés por la política, uno de los aspectos que permite identificar la sofisticación política de la ciudadanía y evaluar su posible correlación con otras formas de participación política (Vassallo, 2006: 416). A pesar de que el comportamiento electoral se ha hecho progresivamente más similar, tanto en el nivel de participación como en la dirección del voto (Cantijoch y Tormos, 2005; García-Escribano y Frutos, 1999; Inglehart y Norris, 2003; Topf, 1995), existen todavía diferencias notables en el conocimiento e interés por la política a las que no se ha dado una explicación concluyente (Hayes y Bean, 1993; Lovenduski, 1986: 120-124; Van Deth, 2000; Vassallo, 2006; Verba *et al.*, 1997: 1051). La persistencia de diferencias de gé-

nero importantes en la implicación política requiere proseguir su estudio ya que el mantenimiento de las mismas supone un ataque frontal a la reivindicación de igualdad política de las democracias liberales (Burns *et al.*, 2001: 24; Van Deth, 2000: 265). Además, con la excepción de algunos trabajos (Morales, 1999; Morán y Benedicto, 1995), estas diferencias no han sido prácticamente analizadas para el caso español.

El interés por la política tiene una relevancia fundamental en la implicación global de la ciudadanía en la política, llegando a considerarse, a nivel normativo, un prerrequisito importante de la política democrática. Esta actitud cívica determina de manera significativa otras actitudes políticas que influyen en la predisposición de los individuos a participar (Verba y Nie, 1972). Así, es más probable que una persona interesada por la política asuma un papel activo en la vida política, que exprese sus opiniones sobre asuntos políticos y que se exponga con más frecuencia a la información política (Dalton, 1988; Verba *et al.*, 1980). El interés por la política también tiene una influencia positiva en la formación, estabilidad y coherencia de las opiniones políticas, en la adopción de decisiones políticas así como en la expresión de demandas políticas a las autoridades e instituciones públicas (Converse, 1970; Lazarsfeld *et al.*, 1948; Martín, 2004; Nie y Andersen, 1974; Van Deth, 1990; Van Deth y Elff, 2000). Además, el interés por la política también hace que los ciudadanos y ciudadanas tengan una mayor capacidad de hacer rendir cuentas a los representantes (Converse, 1962; Mutz *et al.*, 1996). Finalmente, el interés por la política se considera incluso una variable más determinante para la participación política que la eficacia y la confianza políticas (Norris, 1999; Verba *et al.*, 1995).

En este artículo sugerimos que los factores situacionales resultan particularmente relevantes para el interés por la política de las mujeres, sobre todo el volumen de horas dedicadas a las tareas domésticas y de cuida-

do. Por un lado, la mayor dedicación de las mujeres a estas tareas disminuye su tiempo disponible; por otro lado, se trata de un tipo de tareas que concentran su atención en el ámbito privado y no contribuyen a desarrollar habilidades, recursos o conexiones sociales que facilitan la implicación política.

El resto del artículo se estructura de la siguiente manera. La primera sección presenta una revisión de la literatura sobre el tema que nos ocupa y desarrolla la hipótesis que buscamos comprobar. La segunda describe los datos y la metodología utilizados. La tercera sección reflexiona y aporta datos sobre los fundamentos privados de la implicación política. La cuarta sección evalúa qué combinación de factores estructurales, situacionales o de socialización explica mejor la persistencia del *gender gap* en el interés por la política. La última sección discute los principales resultados y concluye.

LOS MOTIVOS DE LA PERSISTENCIA DE LAS DIFERENCIAS DE GÉNERO

Las diferencias de género en la participación política se han analizado desde tres aproximaciones principales. En primer lugar, la aproximación estructural plantea que el acceso diferenciado a distintos recursos explica por qué algunas personas son más proclives a ser políticamente activas. Con respecto al interés por la política, la educación se considera uno de los predictores sociodemográficos más relevantes (Bennett y Bennett, 1989; Martín, 2004). Las personas con niveles educativos más elevados están más preparadas para obtener y procesar la información política. También encuentran menos obstáculos para conseguir trabajos con mayor responsabilidad y poder, haciendo que tengan más capacidad de influencia sobre el sistema político (Van Deth y Efff, 2000) e incluso mayor ambición política para presentarse como candidatas a cargos públicos (Fox y Lawless, 2004: 266). Así, el déficit de

recursos de las mujeres —ya sea en términos de renta, nivel educativo o estatus ocupacional— produce una menor entrada de mujeres a la vida política (Schlozman *et al.*, 1994). Como Verba *et al.* subrayan (1997: 1053): «La ausencia de actividad de miembros de un grupo con privación de recursos puede indicar que *no pueden* participar más que *no quieran* hacerlo» (traducción de los autores, cursiva en el texto original).

En segundo lugar, la explicación situacional enfatiza que las responsabilidades familiares que soportan las mujeres (como esposas, cuidadoras y responsables de las tareas del hogar) inhiben su participación política (Welch, 1977). El género relaciona de manera sustantiva la esfera reproductiva con la esfera productiva, es decir, la participación de las mujeres y de los hombres en una esfera condiciona su participación en la otra. De manera precisa, las actividades desarrolladas en el ámbito reproductivo sostienen y subsidian las actividades productivas (Treas y Drobnic, 2010; West y Zimmerman, 1987: 127). Como Phillips (1991: 96) argumenta: «las mujeres son excluidas de la participación en la vida pública debido al funcionamiento de sus vidas privadas. La división del trabajo doméstico entre mujeres y hombres constituye para la mayoría de las mujeres una segunda jornada de trabajo» (traducción de los autores). De manera complementaria, la forma como las mujeres interactúan y comparten los roles de género refuerza el efecto de la actual división del trabajo en el seno de la familia (Schlozman *et al.*, 1994). La distribución existente de las tareas domésticas también incrementa los costes de la especialización profesional de las mujeres, comportando una segregación de los salarios por sexos (Polavieja, 2008). Este hecho, simultáneamente, reduce los recursos disponibles de las mujeres. Es decir, «las habilidades valiosas en el mercado son (al menos) parcialmente función del tiempo dedicado al trabajo doméstico» (Iversen y Rosenbluth, 2006: 6) (traducción de los autores).

Y, finalmente, el proceso de socialización en roles de género establece diferentes creencias y actitudes sobre la política (Jennings, 1983; Jennings y Niemi, 1971; Rapoport, 1985; Sapiro, 2004; Verba *et al.*, 1997). Las sociedades transmiten roles de género a las nuevas cohortes, lo que determina las expectativas políticas de los y de las adolescentes (Hooghe, 2004). Los efectos persistentes de la socialización en roles de género contribuye a generar una «ideología inconsciente de dominación masculina» en la arena política (Bem y Bem, 1970). Así, la eficacia política subjetiva de las mujeres en su etapa adulta se ve resentida haciendo no solo que se interesen menos por la política sino que se vean a ellas mismas menos cualificadas para presentarse como candidatas a cargos públicos (véase Fox y Lawless, 2011). Asimismo, ciertas lecciones implícitas, como que la mayoría de personalidades políticas relevantes sean masculinas, privan a las mujeres de modelos de referencia femeninos, contribuyendo a consolidar diferencias de género en la implicación política en la vida adulta (Astelarra, 1990; Campbell y Wolbrecht, 2006; Koch, 1997; Verba *et al.*, 1997: 1064; Young, 2000). Ahora bien, algunos estudios han comprobado que una mayor presencia de las mujeres en las instituciones genera cambios en las actitudes políticas del electorado femenino. La inclusión de más mujeres en las instituciones envía una importante señal a las ciudadanas que las conduce a implicarse más o en todo caso a sentirse más eficaces políticamente (Burns *et al.*, 2001; Childs, 2004; High-Pippert y Comer, 1998). Por lo tanto, la presencia de mujeres en las instituciones puede ayudar a romper las tradicionales asociaciones entre hombres y vida pública y a reforzar la implicación política de las mujeres (Atkeson, 2003).

Estas explicaciones no son necesariamente excluyentes sino que se complementan. El *gender gap* sería, pues, el resultado de la interacción de diferentes elementos, ninguno de los cuales, por él mismo, puede con-

siderarse el factor más relevante por excelencia (Burns *et al.*, 2001; Morales, 1999: 446). Con todo, en este artículo nos centraremos especialmente en los factores situacionales, sobre todo aquellos que tienen que ver con las responsabilidades domésticas ya que, también en las democracias industriales avanzadas, las mujeres siguen asumiendo mayoritariamente el grueso del trabajo doméstico no remunerado, incluso si los dos miembros de la pareja trabajan a tiempo completo fuera de casa (Batalova y Cohen, 2002; Knudsen y Waerness, 2008; Lachance-Grzela y Bouchard, 2010). Aunque recientemente se ha observado una reducción en el volumen de horas destinadas al trabajo doméstico no remunerado por parte de las mujeres, esta tendencia no obedece a que los hombres se impliquen más en estas tareas sino a que las familias contratan externamente estos servicios (Gershuna, 2000). Por lo tanto, la división sexual del trabajo doméstico no se ha ajustado suficientemente a los rápidos cambios en los roles familiares y laborales que han experimentado las mujeres en las últimas décadas (Hochschild, 1989).

Aunque la familia patriarcal tradicional ha sido sustituida por otros modelos de familia, los hombres han mantenido sus roles y las mujeres, que actualmente integran de manera importante el mercado laboral, no han abandonado su responsabilidad sobre las tareas domésticas y las actividades de cuidado sino que han asumido una doble carga de trabajo —el conocido régimen de doble presencia (Balbo, 1978; Carrasco y Recio, 2001: 278; Phillips, 1991; Torns *et al.*, 2007)—. La desigual distribución de la carga total de trabajo por razón de género da como resultado una mayor disponibilidad de tiempo libre para los hombres en comparación con las mujeres (Durán, 1991, 2006). Y la menor disponibilidad de tiempo de las mujeres derivado de las demandas del hogar afecta negativamente a su potencial interés por la política y a su implicación (Norris e Inglehart, 2006: 78).

El tiempo libre disponible, y dentro de este el tiempo libre que se dedicaría eventualmente a los asuntos públicos, viene determinado por la suma del trabajo remunerado fuera del hogar (mercado laboral) y el trabajo no remunerado dentro del hogar (tareas domésticas y de cuidado). En este sentido, podría plantearse que la disponibilidad de tiempo puede afectar a hombres y mujeres por igual —si bien las mujeres destinan, de media, más horas al trabajo no remunerado dentro del hogar, los hombres trabajan, en general, más horas fuera del hogar—. En otras palabras, la distribución del tiempo libre, en principio, sería más o menos paritaria. De ser así, cuanto menor sea el tiempo disponible, menor será el interés que los individuos, ya sean hombres o mujeres, presten a los asuntos públicos. Ahora bien, puede argumentarse que los recursos asociados a uno u otro tipo de trabajo son distintos. El tiempo de trabajo en el mercado laboral aporta a los individuos competencias, conocimientos, conexiones sociales o discusiones informales sobre política que pueden facilitar su implicación política, mientras que en el trabajo doméstico no remunerado las energías se concentran en el ámbito privado del hogar y se desarrollan unas actitudes más pasivas en relación a los asuntos públicos. De hecho, el control sobre el tiempo y el contexto ambiental en el que se dedica el tiempo afecta tanto a los recursos disponibles como a la motivación para usarlos en la política (Burns *et al.*, 1997: 375). Concretamente, la hipótesis que planteamos sostiene que aquellas personas que asuman más horas en las tareas domésticas y de cuidado presentarán un interés por la política más bajo. Es decir, es la dedicación a estas tareas y no la carga total de trabajo lo que limita la implicación política de las mujeres en mayor medida que la de los hombres. De este modo, la participación política estaría en buena medida anclada en la vida privada, lo que Burns *et al.* (2001) han definido como los «fundamentos privados de la acción política».

DATOS Y MÉTODOS

El análisis empírico se basa en una encuesta presencial realizada en febrero de 2009 por el *Centre d'Estudis d'Opinió* de la Generalitat de Catalunya (CEO). La muestra es representativa de la población entre 18 y 65 años ($N = 1.483$) de Cataluña. Se aplicó un muestreo estratificado (por provincias y tamaño de municipio) y las personas entrevistadas fueron seleccionadas aleatoriamente aplicando cuotas de edad y sexo. El margen de error de la encuesta es del $\pm 2,59$ por ciento, para un intervalo de confianza del 95 por ciento ($p = q = 0,5$)¹.

La encuesta contiene numerosas preguntas relacionadas con el género ya que tenía como objetivo descubrir las diferencias entre hombres y mujeres en el hogar, así como en los ámbitos social, económico y político. Con el fin de evitar inclinar a la persona entrevistada a adoptar una disposición predeterminada o a responder de la manera socialmente más deseada, la encuesta era presentada por el personal encuestador como un estudio que trataba de temas relacionados con la familia y el trabajo.

La encuesta incluye variables socioeconómicas, situacionales y actitudinales así como algunas variables aproximativas para captar los efectos de la socialización. Esta combinación hace de la encuesta un instrumento muy útil para identificar el efecto de cada una de las tres principales explicaciones sobre las diferencias de género. Después de examinar la frecuencia de la participación de las mujeres y de los hombres en varias formas de implicación política y explorar las diferencias en las actitudes políticas expresadas por hombres y mujeres, hemos centrado el análisis en el interés por la política.

¹ Estudio 520 (2009). La tasa de respuesta ajustada fue del 50,3 por ciento, utilizando el método de AAPOR (2008) para el cálculo de la distribución de respuestas: completo/elegible + elegible estimado entre una muestra de elegibles desconocidos.

La expresión del interés por la política se registra con un instrumento simple de auto-ubicación, correspondiendo así al «interés por la política subjetivo», tal como han aplicado desde los años cuarenta la mayoría de los estudios sobre comportamiento electoral (Lazarsfeld *et al.*, 1948: 24). Puesto que nuestra variable dependiente presenta una distribución ordinal (1 «nada interesado/a», 2 «poco interesado/a», 3 «bastante interesado/a», 4 «muy interesado/a»), se ha utilizado una regresión logística. Las variables independientes relativas a los recursos socioeconómicos individuales incluyen: i) el sexo; ii) la edad; iii) la educación² y iii) la clase social subjetiva³. Por lo que se refiere al proceso de socialización, hemos considerado: i) la práctica religiosa (ser católico/a practicante) como indicador para captar la influencia de los valores tradicionales —es decir, las mujeres más religiosas pueden tender a asumir una mayor carga de trabajo y prestar menos atención a la política debido a su identificación con los roles tradicionales de género (véanse Burns *et al.*, 2001: 17; Walter y Davie, 1998)—; ii) vivir en una ciudad donde gobierna una alcaldesa (de acuerdo con los resultados de las elecciones locales de 2007), para poder observar si el acceso de mujeres a cargos visibles de la política genera un cambio de actitudes políticas⁴; y iii) tener una madre que fue o es todavía ama de casa, a modo de aproximación (*proxy*) de la socialización familiar. En las variables referidas a las

disposiciones políticas incluimos: i) la eficacia política interna y ii) la eficacia política externa⁵, variables clásicas en el estudio del interés por la política, y iii) la auto-ubicación en la escala ideológica izquierda-derecha (rango 1-10).

En cuanto a los factores situacionales, hemos considerado: i) el hecho de vivir en pareja; ii) tener hijos/as menores de 12 años; iii) la participación en el mercado laboral (actual y pasada); y iv) el número de horas semanales dedicadas a tareas del hogar y de cuidado⁶, una variable que suele estar ausente de las encuestas sobre actitudes políticas. En cuanto a las tareas de cuidado se refiere, el recuento incluye las horas dedicadas a la atención de personas mayores y/o dependientes pero excluye el cuidado de niños/as. Aunque pueda parecer que esta variable inevitablemente subestima el trabajo total no remunerado, cabe destacar que la mayoría de estudios descartan el cuidado de menores de la conceptualización de las tareas domésticas por considerarse actividades cuya naturaleza y predictores difieren (Coltrane y Adams, 2001; Bartley *et al.*, 2005; Bianchi y Raley, 2005; Davis *et al.*, 2007; Knudsen y Wærness, 2008). Por otro lado, de comprobarse nuestra hipó-

⁵ El enunciado de la pregunta era: para la eficacia política interna «A veces la política parece tan complicada que se me hace difícil entender lo que está pasando» (1 «Más bien en desacuerdo», 2 «Más bien de acuerdo»), y para la eficacia externa «La gente de la calle puede influir en lo que hacen los políticos» (1 «Más bien en desacuerdo», 2 «Más bien de acuerdo»). Ambas variables se han recodificado para que el valor 1 represente una eficacia (interna o externa) alta y el 0 una eficacia (interna o externa) baja.

⁶ Aunque es razonable sospechar que los recuentos de horas dedicadas a estas actividades puedan estar inflados, esta tendencia afecta más a los hombres que a las mujeres. Cuando las respuestas directas se comparan con las obtenidas en diarios del tiempo, se comprueba que los maridos «exageran» 2,2 veces más que las mujeres (Press y Townsley, 1998: 193). Aunque los recuentos declarados por las personas entrevistadas no son un instrumento tan preciso para calcular la distribución de tareas domésticas como los diarios del tiempo, són útiles y válidos como medida aproximada (véase Iversen y Rosenbluth, 2006).

² La edad y el nivel educativo se han mantenido en su forma original como variables de intervalo y ordinal, respectivamente, al confirmar que ambas presentan una relación lineal monotónica con el interés por la política.

³ Las personas encuestadas tenían que autoubicarse en un listado de posiciones de clase: clase baja, media-baja, media, media-alta y alta.

⁴ Esta variable puede captar mejor el efecto de la visibilidad de las mujeres en la política que el número de diputadas que pertenezcan a la circunscripción electoral (provincia) de la persona encuestada ya que al integrar una lista cerrada de partido el electorado tiende a no conocer a sus representantes más allá del cabeza de cartel.

tesis de la limitación que representa la mayor carga de trabajo doméstico y de cuidado asumido por las mujeres sobre el interés por la política, el hecho de que la encuesta con la que trabajamos no incluya a personas mayores de 65 años, representaría, en la práctica, un test más robusto de los resultados puesto que las diferencias generacionales quedan menos reflejadas en la muestra actual (ya sea en términos de nivel educativo, cultura política o percepción más tradicional de los roles de género).

EL GÉNERO Y LOS FUNDAMENTOS PRIVADOS DE LA IMPLICACIÓN POLÍTICA

El lugar que las mujeres ocupan en la familia y en el sector productivo, la llamada división sexual del trabajo, produce graves obstáculos para su participación en organizaciones políticas e instituciones públicas e incluso afecta a su implicación política (Astelarra, 1990). Los sesgos de género en los procesos de socialización, tanto en la infancia como en la vida adulta, junto con la adopción de roles diferentes en el trabajo y en la familia, perfilan las actitudes políticas de los hombres y las mujeres y contribuyen a determinar el acceso a los recursos que facilitan la participación política. Las mujeres han sido tradicionalmente socializadas para la vida privada y sus valores de tipo tradicional, donde la religión ha desarrollado un papel predominante (Inglehart y Norris, 2003).

La influencia de la religión y del conservadurismo se solía incluso extender al voto, votando tradicionalmente las mujeres a partidos de derecha en una proporción más elevada que los hombres (Duverger, 1955; Lipset, 1960; Pérez-Fuentes, 1990). En las últimas décadas, sin embargo, se ha invertido esta tendencia, optando las mujeres en una mayor medida que los hombres por partidos de izquierda, en particular las mujeres que pertenecen a las generaciones más jóvenes, instalando así un «*gender gap* moderno» (Inglehart y Norris, 2000; Norris, 1999). Es pre-

cisamente el hecho de que los partidos de izquierda tienden a implementar políticas sociales que liberan a las mujeres de las cargas familiares la principal motivación del electorado femenino que trabaja fuera de casa para votar a estos partidos (Iversen y Rosenbluth, 2006: 12).

Aunque las encuestas muestran que tanto hombres como mujeres prefieren un modelo de familia igualitario donde el trabajo remunerado fuera del hogar y el trabajo doméstico no remunerado se distribuyan de manera equitativa (véase Cea D'Ancona, 2007: 208), en la práctica las mujeres siguen llevando a cabo la gran mayoría de los trabajos del hogar y el cuidado de familiares. Una investigación llevada a cabo en España el año 2004 mostraba que el 45,1 por ciento de las mujeres asume en solitario todas las tareas domésticas, mientras que solo un 7,1 por ciento de los hombres afrontan esta situación, y que el 42 por ciento de las mujeres asalariadas cuidan de las personas mayores sin ninguna otra ayuda y solo el 9,8 por ciento comparte esta responsabilidad con su pareja (Chicano, 2004: 102-103). De hecho, España es uno de los países europeos donde las diferencias de género en el tiempo dedicado a las tareas domésticas son más elevadas (Aliaga, 2006: 8). Nuestra encuesta confirma el sesgo de género en la distribución de las tareas domésticas y de cuidado, como puede observarse en la tabla 1. Las entrevistadas declararon dedicar 19,3 horas a la semana al trabajo doméstico y de cuidado no remunerado mientras que los hombres afirmaron destinar 10,8 horas⁷. Aunque los hom-

⁷ Hemos comprobado también que el ciclo de vida no afecta por igual a mujeres y hombres. Los hombres de entre 35 y 49 años dedican más horas a las tareas domésticas que los más jóvenes, pero los hombres de entre 50 y 65 dedican menos horas que los del grupo de edad que los precede. En cambio, en el caso de las mujeres, cada grupo de edad mayor asume más horas que el inmediatamente anterior. Aunque los factores generacionales podrían explicar en alguna medida las diferencias, cabe tener presente que en las últimas déca-

TABLA 1. Horas semanales dedicadas al trabajo

		Hombres	Mujeres	
Trabajo remunerado (mercado laboral)	Media	35,99	30,62	***
	Desviación típica	15,82	17,55	
	N	730	702	
Trabajo no remunerado (tareas domésticas y de cuidado)	Media	10,84	19,28	***
	Desviación típica	9,10	12,45	
	N	739	713	
Trabajo total (suma de trabajo remunerado y no remunerado)	Media	46,95	49,90	***
	Desviación típica	19,24	22,80	
	N	715	690	

Nivel de significación: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

bres asumen más horas de trabajo remunerado que las mujeres (35,9 frente a 30,6), la carga total de trabajo de las mujeres, una vez sumados los dos tipos de trabajo, acaba siendo incluso superior (49,9 horas a la semana para las mujeres y 46,9 horas para los hombres). En los tres casos (trabajo remunerado, no remunerado y suma de los dos) las diferencias son estadísticamente significativas al máximo nivel.

Combinar las presiones producidas por el cruce del tiempo organizativo-participativo y el tiempo familiar es un difícil problema de «malabarismo temporal» para las mujeres (Lewis y Weigert, 1992), particularmente en determinadas fases del ciclo vital. Por ejemplo, Verge (2009: 58) muestra que las organizaciones juveniles de los partidos políticos presentan una composición equilibrada por sexos de su militancia. Pero cuando sus miembros alcanzan la mayoría de edad y transfieren su militancia a los partidos políticos el *gender gap* aumenta gradualmente.

Mientras que en el grupo de menos de 25 años la afiliación masculina y femenina es prácticamente igual, en el grupo de 26 a 40 años la presencia de mujeres decrece drásticamente. No resulta sorprendente que en este período del ciclo vital de las mujeres, como ya hemos comentado, coincidan la maternidad, la plena incorporación al mercado laboral y el incremento en las responsabilidades familiares derivadas del cuidado de personas mayores (Baxter, Hewitt y Haynes, 2008). En este mismo sentido, Lawless y Fox (2004: 7), para el caso de los EE.UU., descubren que mientras que solo un tercio de las mujeres que son responsables de la mayoría de las tareas del hogar han considerado alguna vez presentarse como candidatas a cargos públicos, el porcentaje se incrementa al 48 por ciento cuando la mayoría de las tareas son desempeñadas por sus parejas. En el caso de los hombres, la división de las tareas del hogar no impacta en absoluto en su decisión.

¿Hasta qué punto persisten actualmente diferencias de género en la participación y las actitudes políticas? Por lo que se refiere a la participación convencional, en los países occidentales se ha reducido drásticamente en

das se ha incrementado la dedicación de las abuelas maternas en el cuidado de nietos/as (Gray, 2005) y de parientes mayores o dependientes, al margen de si la mujer trabaja o no fuera de casa (Moen *et al.*, 1994).

TABLA 2. Participación política (%)

	Hombres	Mujeres	
<i>Participación en organizaciones y movimientos sociales</i>	10,6	8,7	n.s.
<i>Participación convencional</i>			
Votar (elecciones Parlament de Catalunya 2006) ^a	70,4	71,3	n.s.
Atender un mitin político	1,9	1,1	n.s.
<i>Participación no convencional</i>			
Firmar una petición	4,4	4,7	n.s.
Participar en protestas, manifestaciones	2,5	2,2	n.s.
Participar en una huelga	0,8	0,7	n.s.
Dirigirse a los medios de comunicación para denunciar un problema	1,3	0,4	*
Comprar/dejar de comprar algún producto por motivos políticos, éticos o medioambientales	6,4	8,8	*
	N=755	N=727	

Nivel de significación: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

n.s.: No significativo.

^a La participación total real fue menor (56 por ciento), pero es conocida la deseabilidad social que afecta a este tipo de preguntas (véanse, entre otros, Karp y Brockington, 2005 y Zaller y Feldman, 1992).

las últimas décadas. Existe solo una pequeña diferencia de género en el activismo político (especialmente en afiliación a partidos políticos), pero esta resulta negligible en la participación electoral (Schlozman *et al.*, 1994; Topf, 1995; Verba *et al.*, 1997). El *gender gap* es ligeramente mayor, a pesar de que es decreciente, en la participación no convencional (Coffé y Bolzendahl, 2010; Ferrer, 2006; Gundelach, 1995). La tabla 2 presenta evidencia en esta dirección para el caso catalán. Las diferencias entre hombres y mujeres no son significativas con respecto a la participación en organizaciones sociales. En cuanto a la participación convencional (actividades como votar o asistir a mítines políticos), el comportamiento de mujeres y hombres resulta indistinguible. En la participación no convencional aparecen diferencias estadísticamente significativas menores en las actividades de boicot relacionadas con el consumo —más frecuentes entre las mujeres— y con la denuncia de problemas ante los medios de comunicación —preferido por los hombres—. En cambio, las diferencias de género se han desvanecido en otras actividades como fir-

mar una petición, participar en manifestaciones o en huelgas⁸.

Por el contrario, cuando nos centramos en las actitudes políticas observamos que las diferencias de género persisten. La tabla 3 muestra su existencia en la eficacia política y el interés por la política. La primera se divide en interna y externa. La eficacia política interna capta la creencia en la propia capacidad para entender cómo funciona la vida política, mientras que la eficacia política externa mide la percepción individual sobre la capacidad de influir en los asuntos públicos y la confianza en la receptividad de los representantes a las demandas de la ciudadanía. Como ya había sido subrayado por Angus Campbell *et al.* en 1960, el *gender gap* en la eficacia política interna se ha mantenido constante a pesar de los importantes cambios que han transformado la vida de las mujeres en las últimas

⁸ El hecho de que la muestra incluya solo hombres y mujeres de menos de 65 años puede explicar por qué no se detectan diferencias importantes en la participación no convencional, como investigaciones previas han demostrado para el caso español (véase Morales, 1999).

décadas. Podemos observar que hay una diferencia de diez puntos porcentuales entre la eficacia interna manifestada por hombres y mujeres. Las mujeres confían menos en sus habilidades políticas y se inclinan más a pensar que la política es demasiado complicada. Las diferencias de género también afectan a la eficacia política externa, aunque de manera menos pronunciada. Las mujeres confían menos en la capacidad de la ciudadanía de influir en los políticos. Las diferencias de género también son significativas en el interés por la política. En general, las mujeres están menos motivadas y se preocupan menos por la política que los hombres⁹.

TABLA 3. *Actitudes políticas (%)*

	Hombres	Mujeres	
Eficacia interna	58,6	48,6	***
Eficacia externa	50,3	45,5	*
Interés por la política (Muy o bastante interesado/a)	28,5	22,6	**
	N=755	N=727	

Nivel de significación: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

LAS DIFERENCIAS DE GÉNERO EN EL INTERÉS POR LA POLÍTICA

A continuación procedemos a examinar en profundidad el interés por la política. Siguiendo estudios previos, hemos definido tres grupos de predictores potenciales de las diferencias de género en el interés por la política (los recursos socioeconómicos individuales, los factores situacionales y los indicadores de socialización) a los que añadimos algunas

disposiciones políticas (eficacia política externa e interna y autoubicación ideológica). La tabla 4 presenta diversas regresiones logísticas ordinales con el interés por la política como variable dependiente y un conjunto de indicadores que miden cada una de las explicaciones presentadas. Hemos elaborado ocho modelos sucesivos que alternativamente incluyen y excluyen variables de cada explicación con el objetivo de detectar cuándo la variable sexo deja de tener un efecto estadísticamente significativo. Se ha seguido un procedimiento de regresión por pasos con el fin de apreciar mejor las relaciones causales subyacentes entre las variables incluidas en el modelo.

El modelo 1 incluye exclusivamente el sexo como predictor, sirviendo como base para la comparación de los modelos. En este caso puede observarse que ser mujer reduce de forma significativa el interés por la política. Los modelos 2 a 5 incorporan cada uno de los bloques explicativos por separado, además del sexo. Realizamos esta operación para comparar la contribución específica de cada bloque así como para identificar si algún grupo de factores en particular es especialmente responsable de las diferencias de género. En este sentido, si el sexo deja de ser significativo al incorporar alguno de los bloques (o una combinación de ellos), entenderíamos que no es el sexo en sí el causante de las diferencias en el interés por la política sino ese otro factor. Además, con el procedimiento que aplicamos en esta serie de modelos, conseguimos que los resultados de las regresiones no se vean afectados por el orden en que se introducen los bloques.

El modelo 2 añade al sexo los recursos socioeconómicos como variables predictivas del interés por la política. El sexo mantiene su coeficiente negativo y significativo, lo cual implica que una posible distribución desigual de recursos entre sexos no es suficiente para explicar el *gender gap* en el interés por la política. Respecto al resto de la regresión, la posesión de más recursos implica en todos

⁹ Bennett y Bennett (1989: 118-119) nos ofrecen una respuesta a la interesante paradoja de por qué la participación electoral de las mujeres es parecida a la de los hombres si el interés por la política se ha considerado tradicionalmente una variable determinante de la participación electoral. Estos autores argumentan que el interés por la política es un predictor más débil para las mujeres porque estas son empujadas a votar en mayor medida que los hombres por un sentimiento de deber cívico.

los casos un aumento en la *log-odds* de tener un interés por la política más elevado. La clase social subjetiva de los encuestados y encuestadas y, particularmente, el nivel educativo tienen un impacto positivo y significativo. La edad también está relacionada con el interés por la política. Cada incremento de un año en la edad comporta que la *log-odds* ordinal de tener más interés aumente en 0,011, manteniendo constantes el resto de variables. En la literatura, la edad se vincula al interés por la política por medio de los efectos del ciclo vital o la generación, por un lado, o a través de la acumulación de experiencia, por otro (Van Deth y Elff, 2000). La explicación basada en el ciclo de vida predice que el interés por la política será más alto en las etapas medias de la vida¹⁰. La explicación generacional se centra en las experiencias formativas de las cohortes. Ambas aproximaciones están vinculadas a un efecto no lineal de la edad, mientras la explicación basada en la acumulación de experiencia implica un efecto lineal. Cuando la gente se hace mayor, tiende a acumular más recursos, siendo la experiencia uno de ellos (Glenn y Grimes, 1968; Rosenstone y Hansen, 1993; Van Deth y Elff, 2000). En esta investigación no podemos separar el efecto del ciclo de vida del propio de la generación, dado que no estamos realizando un análisis longitudinal. Pero los tests que hemos realizado apuntan a una relación lineal entre edad e interés por la política. No obstante, la exclusión del colectivo de personas mayores de 65 años del universo de la encuesta que analizamos no nos permite concluir que la linealidad hubiera persistido de ser estos incluidos.

En el modelo 3 añadimos únicamente el conjunto de factores situacionales, habiendo excluido el bloque de recursos socioeconómicos. El resultado es que el impacto esta-

dístico del sexo desaparece. En concreto, ¿cómo se ve afectado el interés por la política por cada una de las variables situacionales? Vivir en pareja aumenta significativamente la *log-odds* ordinal de tener un interés por la política más alto en 0,628, un coeficiente similar al de la participación en el mercado laboral (0,594)¹¹. Por contra, el número de horas dedicadas a las tareas del hogar y de cuidado reduce significativamente el interés por la política de las personas entrevistadas. Finalmente, tener hijos/as menores de 12 años no tiene un efecto significativo aunque se comporta en la dirección esperada, esto es, reduce el interés por la política debido al tiempo de los padres y madres que consumen los hijos e hijas.

Para confirmar que los factores situacionales son capaces de eliminar por sí mismos el efecto del sexo en el interés por la política, presentamos también los modelos 4 y 5. Con ellos queremos comprobar si los factores de socialización (modelo 4) o las variables actitudinales (modelo 5) por su cuenta son también capaces de eliminar el efecto del sexo en la variable dependiente. Aparte de una ligera reducción en el efecto del sexo cuando las variables actitudinales son introducidas, el sexo continúa siendo en estos dos casos un predictor estadísticamente significativo del interés por la política.

Si prestamos atención a la capacidad explicativa de cada grupo de variables independientes, podemos ver que tanto las actitudes políticas como los recursos socioeconómicos son los principales determinantes del interés por la política. Los aumentos en la pseudo R-cuadrado de Nagelkerke obteni-

¹⁰ Las personas jóvenes tienen más distracciones que las desvían de la política, mientras que la gente mayor experimenta una creciente desconexión respecto de los temas relevantes para la sociedad.

¹¹ La participación en el mercado laboral se ha medido también como el número de horas de trabajo remunerado a la semana obteniendo unos resultados equivalentes para los distintos modelos, no resultando significativa en ninguno de ellos. Se ha optado por presentar los resultados con la medición global de participación en el mercado laboral (actual o pasada), ya que nos permite contar con una muestra más amplia en el análisis.

TABLA 4. Predictores del interés por la política

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Sexo	-0,318*** (0,097)	-0,307*** (0,101)	-0,160 (0,110)	-0,312*** (0,098)	-0,236*** (0,107)	-0,159 (0,114)	-0,153 (0,115)	-0,140 (0,124)
Recursos socioeco- nómicos		0,363*** (0,048)				0,328*** (0,050)	0,331*** (0,050)	0,347*** (0,055)
		0,026*** (0,004)				0,017*** (0,005)	0,023*** (0,005)	0,023*** (0,006)
		0,383*** (0,079)				0,417*** (0,081)	0,455*** (0,082)	0,136 (0,094)
Factores situacionales			0,628*** (0,112)			0,491*** (0,125)	0,473*** (0,126)	0,493*** (0,137)
			-0,075 (0,085)			-0,058 (0,090)	-0,049 (0,091)	-0,064 (0,097)
			0,594*** (0,151)			0,536*** (0,164)	0,485*** (0,166)	0,436** (0,181)
			-0,013*** (0,005)			-0,013** (0,005)	-0,013** (0,005)	-0,011* (0,006)
Proceso de socialización				-0,074 (0,137)			-0,164 (0,151)	-0,295* (0,164)
				-0,157 (0,100)			-0,261** (0,113)	-0,314** (0,124)
				0,412*** (0,145)			0,604*** (0,161)	0,605*** (0,175)
VARIABLES ACTITUDINALES					1,352*** (0,115)			1,195*** (0,128)
					0,281*** (0,108)			0,330*** (0,117)
					-0,102*** (0,035)			-0,119*** (0,038)
Umbral								
	-0,927*** (0,075)	2,412*** (0,319)	-0,272* (0,152)	-0,954*** (0,090)	-0,735*** (0,188)	2,557*** (0,345)	2,777*** (0,354)	1,998** (0,427)
	0,917*** (0,075)	4,396*** (0,335)	1,665*** (0,159)	0,903*** (0,090)	1,398*** (0,193)	4,603*** (0,363)	4,851*** (0,372)	4,342*** (0,443)
	3,439*** (0,166)	7,019*** (0,379)	4,188*** (0,220)	3,420*** (0,174)	4,006*** (0,244)	7,223*** (0,405)	7,485*** (0,416)	7,103*** (0,484)
R ² de Nagelkerke	0,008	0,105	0,060	0,017	0,154	0,133	0,149	0,252
-2 Log-Likelihood	36,771	2.275,533	1.437,040	205,529	791,535	2.865,297	2.862,141	2.412,367
Chi ²	10,732***	138,283***	76,362***	22,249***	189,119***	167,941***	189,485***	298,118***
Observaciones	N=1.455	N=1.384	N=1.378	N=1.455	N=1.264	N=1.313	N=1.313	N=1.155

Variable dependiente: Interés por la política (de 1 «nada interesado/a», a 4 «muy interesado/a»).

Método de estimación: Regresión logística ordinal. Errores típicos entre paréntesis.

Nivel de significación: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

dos cuando incorporamos estos bloques en el modelo son los más altos, al tiempo que similares entre ellos. Los factores situacionales ocupan la tercera posición con respecto al poder explicativo, y las variables de socialización la última. No obstante, como hemos observado, el impacto estadístico del sexo tan solo desaparece cuando se incorporan los factores situacionales, por lo tanto, este último grupo de variables es crucial a la hora de explicar el *gender gap* en el interés por la política.

Para seguir explorando las relaciones causales, introducimos los bloques acumulativamente y por pasos. El modelo 6 incorpora el sexo junto con los recursos socioeconómicos y los factores situacionales. El resultado no altera el efecto de las variables cuando habían sido introducidas por separado. El modelo 7 incluye el conjunto de indicadores relacionados con el proceso de socialización, añadiéndolos a los efectos de los factores situacionales y los recursos socioeconómicos. Este paso tampoco modifica sustancialmente el impacto de las variables ya incluidas en el modelo 6. Vivir en una localidad en que la alcaldía es ocupada por una mujer aumenta la *log-odds* ordinal de estar más interesado/a por la política. Tener una madre que es o ha sido ama de casa tiene el efecto contrario. Ser católico/a practicante solo tiene un ligero efecto negativo y significativo sobre el interés por la política.

El modelo final (modelo 8) incluye simultáneamente el sexo, los tres bloques explicativos y las variables actitudinales. La pseudo R-cuadrado aumenta considerablemente, pero el nivel de significación y la dirección de los coeficientes no se ven prácticamente alterados respecto a los modelos anteriores. Como era de esperar, la eficacia política interna está positiva y fuertemente relacionada con el interés por la política. De hecho, ambas variables son algunas veces tomadas conjuntamente como indicadores de la implicación política (Verba *et al.*, 1995). El efecto

de la eficacia externa es también positivo pero menos intenso. Por último, las personas de izquierdas presentan un interés por la política más elevado que las personas de derechas.

Con el objetivo de determinar la posible existencia de heterogeneidad en los efectos del modelo, es decir, si nuestras variables explicativas del interés de la política afectan de forma diferente a mujeres y hombres, hemos procedido siguiendo una doble estrategia. Primero, hemos efectuado dos regresiones logísticas ordinales separadas (una para cada submuestra de hombres y mujeres) y, después, siguiendo a Williams (2009), hemos aplicado un modelo de elección heterogénea para la muestra en su conjunto para verificar si el efecto de alguno de los coeficientes difiere entre sexos, lo que nos permite también controlar por la presencia potencial de heterocedasticidad en esta variable de agrupación.

La tabla 5 muestra los resultados de las dos regresiones equivalentes en las dos submuestras de hombres y de mujeres. Podríamos estar tentados de comentar directamente las diferencias entre coeficientes, pero tenemos que prestar atención solo a aquellas que son estadísticamente significativas. La última columna de la tabla presenta un test de significación de las diferencias entre los coeficientes (el test Wald Chi-cuadrado y su *p*-valor). Las únicas diferencias estadísticamente significativas las encontramos en el nivel educativo y en el número de horas dedicadas a tareas domésticas y de cuidado. Por un lado, el nivel educativo afecta a los hombres más que a las mujeres, de manera que un aumento del nivel educativo del primer grupo incrementa su interés por la política casi el doble que en el segundo. Por otro, el incremento en el número de horas dedicadas a tareas domésticas y de cuidado tiene un claro efecto negativo y reductor del interés por la política para las mujeres mientras que no afecta a los hombres.

TABLA 5. Predictores del interés por la política según sexo

		Mujeres	Hombres	Ratio de los coeficientes	Chi ² de la diferencia ^a
Recursos socioeconómicos	Nivel educativo	0,211*** (0,080)	0,454*** (0,079)	0,47	4,675**
	Edad	0,019** (0,008)	0,025** (0,008)	0,74	0,333
	Clase social subjetiva	0,260* (0,139)	0,059 (0,130)	4,44	1,128
Factores situacionales	Convive en pareja	0,363** (0,185)	0,633** (0,207)	0,57	0,940
	Hijos/as menores de 12 años	0,047 (0,150)	-0,138 (0,132)	-0,34	0,859
	Participación mercado laboral (presente/pasada)	0,314 (0,224)	0,698** (0,318)	0,45	0,975
	Tareas domésticas y de cuidado (horas semanales)	-0,021*** (0,008)	0,003 (0,009)	-7,00	3,894**
Proceso de socialización	Católico/a (practicante)	-0,379* (0,226)	-0,257 (0,242)	1,48	0,137
	Madre ama de casa	-0,167 (0,182)	-0,436** (0,173)	0,38	1,153
	Alcaldesa	0,716*** (0,258)	0,524** (0,242)	1,37	0,294
Variables actitudinales	Eficacia interna	1,247*** (0,182)	1,152*** (0,185)	1,08	0,135
	Eficacia externa	0,300* (0,168)	0,340* (0,167)	0,88	0,028
	Ideología (1-10)	-0,110* (0,057)	-0,128** (0,051)	0,86	0,054
Umbrales	Corte 1	2,598** (0,601)	1,585*** (0,613)		
	Corte 2	5,001*** (0,628)	3,905*** (0,633)		
	Corte 3	7,772*** (0,682)	6,722*** (0,701)		
	R ² de Nagelkerke	0,234	0,273		
	-2 Log-Likelihood	1.174,785	1.223,104		
	Chi ²	134,913***	166,568***		
	Observaciones	N=569	N=585		

Variable dependiente: Interés por la política (de 1 «nada interesado/a», a 4 «muy interesado/a»).

Método de estimación: Regresión logística ordinal. Errores típicos entre paréntesis.

Nivel de significación: ***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,10.

^a La fórmula del test Wald Chi² de la diferencia entre los coeficientes con sus *p* valores es la siguiente:

$$Wald = \frac{(b_1 - b_2)^2}{(se(b_1))^2 + (se(b_2))^2}$$

TABLA 6. Modelos de elección heterogénea para predecir el interés por la política

		Modelo 1		Modelo 2	
		Coefficientes	ET	Coefficientes	ET
Predictores	Sexo	-0,097	0,129	1,176	0,877
	Nivel educativo	-0,340***	0,059	0,432***	0,081
	Edad	0,024***	0,006	0,025***	0,008
	Clase social subjetiva	0,162*	0,097	0,110	0,131
	Convive en pareja	0,545	0,143	0,725***	0,210
	Hijos/as menores de 12 años	-0,049**	0,101	-0,127	0,132
	Participación mercado laboral	0,435**	0,188	0,633**	0,322
	Tareas domésticas y de cuidado	-0,014*	0,006	0,002	0,010
	Católico/a (practicante)	-0,291***	0,170	-0,268	0,247
	Madre ama de casa	-0,353***	0,129	-0,461***	0,176
	Alcaldesa	0,614***	0,179	0,589**	0,243
	Eficacia interna	1,156***	0,137	1,106***	0,187
	Eficacia externa	0,422***	0,121	0,405**	0,168
	Ideología (1-10)	-0,089**	0,039	-0,092*	0,052
Interacción con el sexo	Sexo * Nivel educativo			-0,233**	0,115
	Sexo * Edad			-0,003	0,011
	Sexo * Clase social subjetiva			0,145	0,196
	Sexo * Convive en pareja			-0,342	0,283
	Sexo * Hijos/as menores de 12 años			0,198	0,207
	Sexo * Participación mercado laboral			-0,295	0,396
	Sexo * Tareas domésticas y de cuidado			-0,028**	0,013
	Sexo * Católico/a (practicante)			-0,113	0,340
	Sexo * Madre ama de casa			0,243	0,258
	Sexo * Alcaldesa			0,046	0,357
	Sexo * Eficacia interna			0,107	0,258
	Sexo * Eficacia externa			0,004	0,241
	Sexo * Ideología (1-10)			0,003	0,078
Umbrales	Corte 1	2,189***	0,447	2,776***	0,601
	Corte 2	4,567***	0,486	5,161***	0,627
	Corte 3	7,453***	0,558	8,059***	0,684
Varianza	Sexo	0,041	0,067	0,031	0,067
-2 Log-Likelihood		-1.188,274		-1.181,299	
LR Chi²		287,12***		301,07***	
Observaciones		N=1.136		N=1.136	

Variable dependiente: Interés por la política (de 1 «nada interesado/a», a 4 «muy interesado/a»).

Método de estimación: Regresión logística ordinal. ET: Errores típicos.

Nivel de significación: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Comparar coeficientes entre grupos utilizando regresiones logísticas puede ser problemático debido al efecto de la varianza residual (Allison, 1999). Si las varianzas residuales son diferentes entre los grupos de comparación (en nuestro caso, entre hombres y mujeres), la estandarización también

diferirá, haciendo que la comparación de los coeficientes entre grupos sea inapropiada. Por ello, hemos aplicado modelos de elección heterogénea para poner a prueba los efectos interactivos del género mientras, simultáneamente, controlamos por la heterogeneidad no observada de los dos grupos.

Esto nos permite igualmente observar los efectos de las características de los grupos, que pasarían desapercibidas en modelos no especificados de esta manera (véase Williams, 2009). La tabla 6 presenta dos modelos estimados utilizando la función para modelos lineales generalizados de tipo ordinal (oglm)¹². El primer modelo incluye solo las variables independientes sin interacciones y un parámetro para tener en cuenta la varianza residual potencialmente diferente entre sexos. El segundo añade a los parámetros del modelo anterior las interacciones del sexo con el resto de variables independientes. El coeficiente de la varianza del sexo no es significativo en ninguno de los dos modelos, lo cual indica ausencia de heterocedasticidad asociada a la variable de agrupación. Una vez controladas las diferencias potenciales en la varianza residual, las únicas interacciones que tienen efectos significativos son la del sexo con las horas de trabajo doméstico y de cuidado y la del sexo con el nivel educativo. Por lo tanto, las diferencias entre los coeficientes de la tabla 6 están reflejando efectivamente diferencias reales en los efectos causales, ya que no quedan explicadas por diferencias en el grado de varianza residual entre hombres y mujeres.

CONCLUSIONES

Este artículo ha explorado el rol de los recursos individuales, los factores situacionales y el proceso de socialización en el mantenimiento de las diferencias de género en la implicación política. Concretamente, buscábamos poner a prueba el efecto de los factores situacionales, en especial el relacionado con la desigual distribución por sexos de las tareas domésticas y de cuidado (de personas mayores y/o dependientes). El *gender gap* ha desaparecido en la participación política

convencional, como muestran estudios anteriores, pero las diferencias todavía perduran en algunas formas de participación no convencional y, particularmente, en aquellas actitudes que facilitan la implicación política como son la eficacia política y el interés por la política.

En conjunto, los recursos socioeconómicos y las actitudes políticas son los principales predictores del interés por la política. Con todo, estos bloques de variables no consiguen explicar por sí mismos las diferencias de género. De hecho, el sexo solo deja de ser significativo cuando se incorporan los factores situacionales, por lo tanto, este último grupo de variables es crucial a la hora de explicar el *gender gap* en el interés por la política.

Dentro del bloque de factores situacionales nos hemos centrado en particular en una variable que habitualmente está ausente de los análisis empíricos, el reparto de las tareas domésticas y de cuidado. Nuestra predicción principal se ha confirmado: cuantas más horas dedican las mujeres a estas tareas, menos interés muestran por la política. Puesto que las mujeres continúan asumiendo la carga principal del trabajo doméstico no remunerado, su tiempo disponible se ve reducido y, consecuentemente, su implicación en la política. En cambio, el interés por la política de los hombres no se ve afectado por el volumen de tiempo libre del que disponen. Al mismo tiempo, la dedicación al trabajo remunerado contribuye a centrar la atención en los asuntos privados más que en los públicos, disminuyendo así también el interés por la política. De esta forma, comprobamos que el *gender gap* en la implicación política es un claro ejemplo de cómo el déficit democrático empieza en casa, dificultando la consecución de una igualdad política plena.

En cuanto a las variables derivadas de la socialización que disponíamos en la encuesta analizada, pese a que su capacidad explicativa es la más baja de todos los grupos de

¹² Véase Williams (2009).

variables introducidas en el análisis, cabe destacar la influencia positiva en el interés por la política tanto de hombres como de mujeres, aunque en mayor medida de las últimas, de residir en un municipio gobernado por una alcaldesa. Nuestros resultados confirman los hallazgos de los escasos estudios realizados sobre esta relación. En definitiva, la feminización de las instituciones tiene un gran potencial para producir un cambio en la percepción de la política como una actividad eminentemente masculina y para aumentar el interés por la misma de las mujeres.

BIBLIOGRAFÍA

- AAPOR (2008): «Standard Definitions. Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys», *The American Association for Public Opinion Research* (en línea). http://www.aapor.org/uploads/Standard_Definitions_07_08_Final.pdf, acceso 15 de septiembre de 2009.
- Aliaga, Christel (2006): «How is the Time of Women and Men Distributed in Europe?», *Statistics in Focus – Population and Social Conditions*, 4/2006 (en línea). http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-NK-06-004/EN/KS-NK-06-004-EN.PDF, acceso 10 de junio de 2009.
- Allison, Paul (1999): «Comparing Logit and Probit Coefficients Across Groups», *Sociological Methods and Research*, 28 (2): 186-208.
- Astelarra, Judith (1990): «Las mujeres y la política», en J. Astelarra (comp.), *Participación política de las mujeres*, Madrid: CIS-Siglo XXI.
- Atkeson, Lonna Rae (2003): «Not All Cues Are Created Equal: The Conditional Impact of Female Candidates on Political Engagement», *The Journal of Politics*, 65 (4): 1040-1061.
- Balbo, Laura (1978): «La doppia presenza», *Inchiesta*, VIII (32): 3-6.
- Bartley, Sharon J., Priscilla W. Blanton y Jennifer L. Gillard (2005): «Husbands and Wives in Dual-earner Marriages: Decision-making, Gender Role Attitudes, Division of Household Labor, and Equity», *Marriage and Family Review*, 37 (4): 69-94.
- Batalova, Jeanne y Philip N. Cohen (2002): «Premarital Cohabitation and Housework: Couples in Cross-national Perspective», *Journal of Marriage and the Family*, 64: 743-755.
- Baxter, Janeen, Belinda Hewitt y Michele Haynes (2008): «Life Course Transitions and Housework: Marriage, Parenthood and Time on Housework», *Journal of Marriage and Family*, 70 (2): 259-272.
- Bem, Sandra L. y Daryl J. Bem (1970): «Case Study of a Non-Conscious Ideology: Training the Woman to Know her Place», en D. J. Bem (ed.), *Beliefs, Attitudes and Human Affairs*, Belmont: Brooks/Cole.
- Bennett, Linda M. L. y Stephen S. Bennett (1989): «Enduring Gender Differences in Interest in Politics. The Impact of Socialization and Political Dispositions», *American Politics Research*, 17 (1): 105-22.
- Bianchi, Suzanne M. y Sara B. Raley (2005): «Time Allocation in Families», en S. M. Bianchi, L. M. Casper y R. B. King (eds.), *Work, Family, Health, and Well-being*, Mahwah: Erlbaum.
- Burns, Nancy, Kay L. Schlozman y Sidney Verba (1997): «The Public Consequences of Private Inequality: Family Life and Citizen Participation», *American Political Science Review*, 91 (2): 373-389.
- , — y — (2001): *The Private Roots of Public Life. Gender, Equality, and Political Participation*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Campbell, Angus, Phillip E. Converse, Warren E. Miller y Donald E. Stokes (1960): *The American Voter*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- Campbell, David E. y Christina Wolbrecht (2006): «See Jane Run: Women Politicians as Role Models for Adolescents», *The Journal of Politics*, 68 (2): 233-247.
- Cantijoch, Marta y Raül Tormos (2005): «La diferència de gènere. Anàlisi del comportament electoral de les dones a Catalunya», *Quaderns El Pensament i l'Acció* 18, Barcelona: Fundació Nous Horitzons.
- Carrasco, Cristina y Albert A. Recio (2001): «Time, Work and Gender in Spain», *Time and Society*, 10 (2/3): 277-301.
- Cea d'Ancona, María Ángeles (2007): *La deriva del cambio familiar. Hacia formas de convivencia más abiertas y democráticas*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Centre d'Estudis d'Opinió (CEO) (2009): «Diferències entre homes i dones en els àmbits familiar, social, econòmic i polític», Registre Estudis d'Opinió 520.

- Chicano, Enriqueta (2004): «Conciliación de la vida personal, familiar y laboral», en AA VV, *España en hora. Libro verde sobre la racionalización de los horarios españoles y su normalización con los demás países de la UE*, Madrid: Fundación Independiente.
- Childs, Sarah (2004): *New Labour's Women MPs: Women Representing Women*, Nueva York: Routledge.
- Coffé, Hilde y Catherine Bolzendahl (2010): «Same Game, Different Rules? Gender Differences in Political Participation», *Sex Roles*, 62 (5-6): 318-333.
- Coltrane, Scott y Michelle Adams (2001): «Men's Family Work: Child Centered Fathering and the Sharing of Domestic Labor», en R. Hertz y N. L. Marshall (eds.), *Working Families: The Transformation of the American Home*, Berkeley: University of California.
- Converse, Philip E. (1962): «Information Flow and the Stability of Partisan Attitudes», *Public Opinion Quarterly*, 26: 578-599.
- (1970): «Attitudes and Non-attitudes: Continuation of a Dialogue», en E. R. Tufté (ed.), *The Quantitative Analysis of Social Problems*, Reading: Addison-Wesley.
- Dalton, Russell J. (1988): *Citizen Politics in Western Democracies. Public Opinion and Political Parties in the United States, Great Britain, West Germany, and France*, Chatham: Chatham House.
- Davis, Shannon, Theodore N. Greenstein y Jennifer P. Gerteisen Marks (2007): «Effects of Union Type on Division of Household Labor: Do Cohabiting Men Really Perform More Housework?», *Journal of Family Issues*, 28: 1246-1272.
- Durán, María Ángeles (1991): «La conceptualización del trabajo en la sociedad contemporánea», *Economía y Sociología del Trabajo*, 13/14: 8-22.
- Durán, María Ángeles (2006): *El valor del tiempo. ¿Cuántas horas te faltan al día?*, Madrid: Espasa Calpe.
- Duverger, Maurice (1955): *The Political Role of Women*, París: UNESCO.
- Ferrer, Mariona, Lucía Medina y Mariano Torcal (2006): «La participación política: factores explicativos», en J. R. Montero, J. F. y M. Torcal (eds.), *Ciudadanos, asociaciones y participación en España*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Fox, Richard L. y Jennifer L. Lawless (2004): «Entering the Arena? Gender and the Decision to Run for Office», *American Journal of Political Science*, 48 (2): 264-280.
- y — (2011): «Gendered Perceptions and Political Candidacies: A Central Barrier to Women's Equality in Electoral Politics», *American Journal of Political Science*, 55 (1): 59-73.
- García Escribano, Juan J. y Lola Frutos (1999): «Mujeres, hombres y participación política. Buscando las diferencias», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 86: 307-329.
- Gershuna, Jonathan (2000): *Changing Times: Work and Leisure in Postindustrial Society*, Oxford: Oxford University Press.
- Glenn, Norval D. y Michael Grimes (1968): «Aging, Voting, and Interest in Politics», *American Sociological Review*, 33 (4): 563-575.
- Gray, Anne (2005): «The Changing Availability of Grandparents as Carers and its Implications for Childcare Policy in the UK», *Journal of Social Policy*, 34 (4): 557-577.
- Gundelach, Peter (1995): «Grass-Roots Activity», en J. W. Van Deth y E. Scarbrough (eds.), *The Impact of Values*, Nueva York: Oxford University Press.
- Hayes, Bernadette C. y Clive S. Bean (1993): «Gender and Local Political Interest: Some International Comparisons», *Political Studies*, 41: 672-682.
- High-Pippert, Angela y John Comer (1998): «Female Empowerment: The Influence of Women Representing Women», *Women and Politics*, 19 (4): 53-66.
- Hochschild, Arlie. R. (1989): *The Second Shift. Working Parents and the Revolution at Home*, Nueva York: Viking.
- Hooghe, Marc y Dietlind Stolle (2004): «Good Girls Go to the Polling Booth, Bad Boys Go Everywhere: Gender Differences in Anticipated Political Participation Among American Fourteen-Year-Olds», *Women and Politics*, 26 (2/3): 1-23.
- Inglehart, Ronald y Pippa Norris (2000): «The Developmental Theory of the Gender Gap: Women's and Men's Voting Behavior in Global Perspective», *International Political Science Review*, 21 (4): 441-463.
- y — (2003): *Rising Tide: Gender Equality and Cultural Change around the World*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Iversen, Torben y Frances Rosenbluth (2006): «The Political Economy of Gender: Explaining Cross-National Variation in the Gender Division of Labor

- and the Gender Voting Gap», *American Journal of Political Science*, 50 (1): 1-19.
- Jennings, M. Kent (1983): «Gender Roles and Inequalities in Political Participation: Results from an Eight-Nation Study», *Western Political Quarterly*, 36 (3): 364-385.
- y Richard G. Niemi (1971): «The Division of Political Labor between Mothers and Fathers», *American Political Science Review*, 65 (1): 69-82.
- y — (1981): *Generations and Politics*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Karp, Jeffrey A. y David Brockington (2005): «Social Desirability and Response Validity: A Comparative Analysis of Over-Reporting Voter Turnout in Five Countries», *Journal of Politics*, 67 (3): 825-840.
- Knudsen, Knud y Kari Wærness (2008): «National Context and Spouses' Housework in 34 Countries», *European Sociological Review*, 24 (1): 97-113.
- Koch, Jeffrey (1997): «Candidate Gender and Women's Psychological Engagement in Politics», *American Politics Quarterly*, 25 (1): 118-134.
- Lachance-Grzela, Mylène y Geneviève Bouchard (2010): «Why Do Women Do the Lion's Share of Housework? A Decade of Research», *Sex Roles*, 63 (11/12): 767-780.
- Lawless, Jennifer L. y Richard L. Fox (2004): «Why Don't Women Run for Office?», *Brown Policy Report*. Taubman Center for Public Policy, Brown University (en línea). <http://www.cluw.org/PDF/womeninoffice.pdf>, acceso 10 de mayo de 2011.
- Lazarsfeld, Paul M., Bernard Berelson y Hazel Gaudet (1948): *The People's Choice: How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*, Nueva York: Columbia University Press.
- Lewis, David y Andrew J. Weigert (1992): «Estructura y significado del tiempo social», en R. Ramos (ed.), *Tiempo y Sociedad*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas, pp. 89-131.
- Lipset, Seymour M. (1960): *Political Man: The Social Bases of Politics*, Garden City, NY: Doubleday.
- Lovenduski, Joni (1986): *Women and European Politics*, Amherst, MA: University of Massachusetts Press.
- Martín, Irene (2004): *Significados y orígenes del interés por la política en dos nuevas democracias: España y Grecia*, tesis doctoral, Madrid: Instituto Juan March.
- Moen, Phyllis, Julie Robison y Vivian Fields (1994): «Women's Work and Caregiving Roles: A Life Course Approach», *The Journal of Gerontology*, 49 (4): 176-186.
- Morales, Laura (1999): «Political Participation: Exploring the Gender Gap in Spain», *South European Society and Politics*, 4 (2): 223-247.
- Morán, María Luz y Jorge Benedicto (1995): *La cultura política de los españoles*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Mutz, Diana, Paul M. Sniderman y Richard A. Brody (1996): «Political Persuasion: The Birth of a Field of Study», en D. Mutz, P. M. Sniderman y R. A. Brody (eds.), *Political Persuasion and Attitude Change*, Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Nie, Norman H. y Kristie Andersen (1974): «Mass Belief Systems Revisited: Political Change and Attitude Structure», *Journal of Politics*, 36 (3): 540-591.
- Norris, Pippa (1999): «A Gender-Generation Gap?», en Geoffrey Evans y Pippa Norris (eds.), *Critical Elections: Voters and Parties in Long-term Perspective*, Londres: Sage.
- y Ronald Inglehart (2006): «Gendering Social Capital: Bowling in Women's Leagues», en B. O'Neill y E. Gidengil (eds.), *Gender and Social Capital*, Londres: Routledge.
- Pérez-Fuentes, Pilar (1990): «Condicionamientos de la participación política de las mujeres», en Judith Astelarra (comp.), *Participación política de las mujeres*, Madrid: CIS.
- Phillips, Anne (1991): *Engendering Democracy*, University Park: The Pennsylvania State University Press.
- Polavieja, Javier (2008): «The Effect of Occupational Sex-Composition on Earnings: Job-Specialization, Sex-Role Attitudes and the Division of Domestic Labour in Spain», *European Sociological Review*, 24 (2): 199-213.
- Press, Julie E. y Eleanor Townsley (1998): «Wives' and Husbands' Housework Reporting: Gender, Class and Social Desirability», *Gender and Society*, 12 (2): 188-218.
- Rapoport, Ronald B. (1985): «Like Mother, Like Daughter: Intergenerational Transmission of DK Responses», *Public Opinion Quarterly*, 49 (2): 198-208.
- Rosenstone, Steven J. y John Mark Hansen (1993): *Mobilization, Participation, and Democracy in America*, Nueva York: MacMillan.

- Sapiro, Virginia (2004): «Not Your Parents' Political Socialization: Introduction for a New Generation», *Annual Review of Political Science*, 7: 1-23.
- Schlozman, Kay L., Nancy Burns y Sidney Verba (1994): «Gender and Pathways to Participation: The Role of Resources», *Journal of Politics*, 56 (4): 963-990.
- Topf, Richard (1995): «Beyond Electoral Participation», en H. Klingemann y D. Fuchs (eds.), *Citizens and the State*, Nueva York: Oxford University Press.
- Torns, Teresa, Pilar Carrasquer, Sònia Parella y Carolina Recio (2007): *Les dones i el treball a Catalunya: mites i certeses*, Barcelona: Institut Català de les Dones.
- Treas, Judith y Sonja Drobic (eds.) (2010): *Dividing the Domestic. Men, Women, and Domestic Tasks in Cross-National Perspective*, Stanford: Stanford University Press.
- Van Deth, Jan W. (1990): «Interest in Politics», en M. K. Jennings y J. W. van Deth (eds.), *Continuities in Political Action: A Longitudinal Study of Political Orientations in Three Western Democracies*, Nueva York: De Gruyter and Aldine.
- (2000): «Political Interest and Apathy: The Decline of a Gender Gap?», *Acta Política*, 35 (2): 247-274.
- y Martin Eloff (2000): «Political Involvement and Apathy in Europe 1973-1998», *Working Paper 33*, Mannheim: Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung.
- Vassallo, Francesca (2006): «Political Participation and the Gender Gap in European Union Member States», *Journal of Contemporary European Studies*, 14 (3): 411-427.
- Verba, Sidney y Norman H. Nie (1972): *Participation in America: Political Democracy and Social Equality*, Nueva York: Harper and Row.
- , — y Jae-on Kim (1980): *Participation and Political Equality: A Seven Nation Comparison*, Cambridge: Cambridge University Press.
- , Kay L. Schlozman y Henry E. Brady (1995): *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*, Cambridge: Harvard University Press.
- , Nancy Burns y Kay L. Schlozman (1997): «Knowing and Caring about Politics: Gender and Political Engagement», *Journal of Politics*, 59: 1051-1072.
- Verge, Tània (2009): *Dones a les institucions polítiques catalanes: El llarg camí cap a la igualtat (1977-2008)*, Barcelona: Institut de Ciències Polítiques i Socials.
- Walter, Tony y Grace Davie (1998): «The Religiosity of Women in the Modern West», *British Journal of Sociology*, 49: 640-660.
- Welch, Susan (1977): «Women as Political Animals? A Test of Some Explanations for Male-Female Political Participation Differences», *American Journal of Political Science*, 21 (4): 711-730.
- West, Candace y Don H. Zimmerman (1987): «Doing Gender», *Gender and Society*, 1 (2): 125-151.
- Williams, Richard (2009): «Using Heterogeneous Choice Models To Compare Logit and Probit Coefficients Across Groups», *Sociological Methods and Research*, 37 (4): 531-559.
- Young, Iris M. (2000): *Inclusion and Democracy*, Oxford: Oxford University Press.
- Zaller, John y Santley Feldman (1992): «A Simple Theory of the Survey Response: Answering Questions versus Revealing Preferences», *American Journal of Political Science*, 36 (3): 579-616.

RECEPCIÓN: 17/01/2011

REVISIÓN: 28/04/2011

APROBACIÓN: 13/06/2011