



**La persistència de les diferències de gènere en les actituds polítiques**

**La persistencia de las diferencias de genero en las actitudes políticas**

**Domestic division of labor and political dispositions**

**Raül Tormos  
Tània Verge**



**Centre  
d'Estudis  
d'Opinió**



**Generalitat  
de Catalunya**

© Centre d'Estudis d'Opinió (CEO)

No es permet la reproducció total o parcial d'aquest document, ni el seu tractament informàtic, ni la seva transmissió en qualsevol forma o per qualsevol mitjà, ja sigui electrònic, mecànic, per fotocòpia, per registre o altres mètodes, sense permís del titular del Copyright.

**Autors:** Raül Tormos Marín  
Tània Verge Mestre

Primera edició: Juliol 2010

ISBN: 978-84-393-8426-7  
D.L.: B.33576-2010



# **La persistència de les diferències de gènere en les actituds polítiques**

**Raül Tormos  
Tània Verge**



**Centre  
d'Estudis  
d'Opinió**



**Generalitat  
de Catalunya**

## Continguts

1. Introducció .....	7
2. Revisió de la literatura .....	9
3. Dades i mètodes .....	11
4. Anàlisi exploratòria: Gènere i fonaments privats de l'acció política.....	13
5. La diferència de gènere en l'interès per la política .....	19
7. Treball domèstic i igualtat de gènere .....	26
8. Conclusions .....	28
Referències.....	29



**Resum:** Aquest article explora el rol dels recursos individuals, els factors situacionals, les variables actitudinals, i el procés de socialització en la persistència de les diferències de gènere en les actituds polítiques, principalment en l'interès per la política. Prestem especial atenció a les raons que expliquen per què l'efecte potencial del reemplaçament generacional en la reducció del gender gap es pot veure interromput per aspectes del cicle vital, particularment aquells relacionats amb el balanç de poder i recursos en el si de la parella. Malgrat l'increment en l'accés de la dona al mercat de treball i la progressiva equiparació en el nivell educatiu d'homes i dones, la divisió sexual del treball domèstic imposa un constrenyiment durador a través del cicle de vida de les dones que limita la seva implicació política i manté, en gran mesura, la diferència de gènere en l'interès per la política.

Paraules clau: Diferència de gènere, participació política, actituds polítiques, economia política domèstica.

**Resumen:** Este artículo explora el rol de los recursos individuales, los factores situacionales, las variables actitudinales, 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 las razones que explican por qué el efecto potencial del reemplazo generacional en la reducción del gender gap se puede ver interrumpido por aspectos del ciclo vital, particularmente aquéllos relacionados con el balance de poder y recursos en el seno de la pareja. A pesar del incremento en el acceso de la mujer al mercado de trabajo y la progresiva equiparación en el nivel educativo de hombres y mujeres, la división sexual del trabajo doméstico impone un constreñimiento duradero a través del ciclo de vida de las mujeres que limita su implicación política y mantiene, en gran medida, la diferencia de género en el interés por la política.

Palabras clave: Diferencia de género, participación política, actitudes políticas, economía política doméstica.

**Abstract:** This article explores the role of individual resources, situational factors, attitudinal variables, and the socialization process in the persistence of a gender gap in political dispositions, principally in political interest. We pay especial attention to the reasons explaining why the potential effect of cohort replacement on the reduction of the gender gap may be interrupted by life-cycle aspects, particularly those related to the power and resources balance within the couple. Despite of increased access of women to the labor market and progressive matching between men's and women's educational attainment, the sexual division of household labor imposes an enduring constrain throughout women's life-cycle that limits their political engagement and sustains to a great extent the gender gap in political interest.

Key words: Gender gap, political participation, political dispositions, domestic political economy.

## 1. Introducció

Les diferències de gènere en la implicació política s'han reduït notablement en les últimes dècades en les democràcies industrials avançades gràcies al creixent accés de les dones al mercat laboral, a la progressiva equiparació dels nivells educatius d'homes i dones i a la renovació generacional corresponent. No obstant això, malgrat l'envergadura dels canvis, el *gap* de gènere encara persisteix i tan sols decreix a un ritme molt lent (Inglehart i Norris, 2003).

Vàries explicacions han estat plantejades des dels anys 60s. D'una banda, l'explicació estructural defensa que les dones normalment disposen de menys recursos socioeconòmics que els homes, la qual cosa les condueix a una menor implicació. D'altra banda, l'explicació situacional emfatitza que el fet que les dones assumeixin la major part de les responsabilitats familiars limita la seva participació plena en la política. I, per últim, l'explicació basada en els rols de gènere sosté que la socialització de les dones tendeix a centrar-se en rols polítics més passius que la socialització dels homes (veure Burns et al. 2001 per una revisió àmplia de la literatura).

L'objectiu d'aquesta recerca és explicar la persistència de les diferències de gènere (*gender gap*) en les actituds polítiques tot refinant les explicacions prèviament presentades. Tot i que l'article examina diferents modalitats de participació i d'actituds polítiques, es concentra principalment en l'interès per la política.

L'interès per la política es pot definir com un aspecte general més que no pas particular de la política (Martín, 2005). Normativament parlant, l'interès per la política es considera sovint com un prerrequisit important de la política democràtica. De fet, l'interès per la política constitueix un indicador de la implicació política global dels ciutadans i ciutadanes. Aquesta actitud cívica determina de manera significativa altres actituds polítiques que influencien la predisposició dels individus a participar (Verba i Nie, 1972). Així, és més probable que una persona interessada per la política assumeixi un paper actiu en la vida política, que expressi les seves opinions sobre assumptes polítics i que s'exposi amb més freqüència a la informació política (Verba et al., 1980; Dalton, 1988). L'interès per la política també té una influència positiva en la formació, estabilitat i coherència de les opinions polítiques, en l'adopció de decisions polítiques així com en l'expressió de demandes polítiques a les autoritats i institucions públiques a través de la participació (Lazarsfeld et al., 1944; Converse, 1970; Nie i Andersen, 1974; Van Deth i Elff, 2000; Van Deth, 1990; Martín, 2004). A més, l'interès per la política també fa que els ciutadans i ciutadanes tinguin més capacitat de fer rendir comptes als representants (Converse, 1962; Mutz et al., 1996). Finalment, l'interès per la política fins i tot es considera una variable més determinant per a la participació política que l'eficàcia i la confiança polítiques<sup>1</sup> (Verba et al., 1995; Norris, 1999).

---

<sup>1</sup> Tanmateix, aquesta relació no és tan simple ni directa com podria semblar. Existeix un debat respecte la direcció de la causalitat, la seva força i la relació entre l'interès per la política i els diferents tipus de participació (veure Martín 2004 per a una discussió més àmplia).



Utilitzant una enquesta que conté diversos *issues* relacionats amb el gènere, ens plantejem avaluar la validesa de les tres principals aproximacions que busquen explicar el *gender gap* en l'interès per la política. Sostenim que, malgrat que els canvis produïts en els estils de vida i en les pautes culturals han afectat tant les generacions més grans de dones com les més joves, les diferències de gènere en la implicació política s'han quedat al marge del canvi generacional degut a la naturalesa de la divisió del treball domèstic. Tot i que s'esperaria que les diferències de gènere fossin menors entre les generacions més joves, les dones segueixen assumint majoritàriament el treball domèstic no remunerat i aquesta càrrega no deixa d'augmentar al llarg de tot el seu cycle vital. Aquesta realitat redueix el temps lliure disponible de les dones i, conseqüentment, afecta negativament el seu potencial interès per la política i la seva implicació. Dit d'una altra manera, sostenim que la divisió sexual del treball remunerat i no remunerat impedeix que el canvi generacional produeixi efectes significatius perquè el cycle vital de les dones imposa constrenyiments molt forts a les dones de totes les cohorts.

L'anàlisi es concentra en el cas català i per extensió l'espanyol, un Estat on tradicionalment s'han observat unes diferències de gènere molt importants tant en les actituds polítiques, el comportament electoral, com en la participació en les organitzacions polítiques i socials (Cantijoch i Tormos, 2005; García-Escribano i Frutos, 1999; Morán i Benedicto, 1995; Justel, 1995; Morales, 1999). No obstant això, els resultats obtinguts en aquest estudi es poden també extrapolar a d'altres països, especialment aquells que presenten una distribució de les tasques domèstiques menys igualitària.

La resta de l'article s'estructura de la següent manera. La segona secció presenta una revisió de la literatura sobre el tema que ens ocupa. La tercera descriu les dades i la metodologia emprades. La quarta explora les diferències de gènere en la cultura política i en la participació política i reflexiona sobre els fonaments privats de la implicació política. La cinquena secció avalua quina combinació dels factors estructurals, situacionals, de socialització i de disposicions polítiques expliquen millor la persistència del *gender gap* en l'interès per la política. La següent secció es concentra en les causes de la (des)igual distribució de les tasques domèstiques en el si de la parella. La secció final resumeix els principals resultats i conclou.

## 2. Revisió de la literatura

Les diferències de gènere en la participació política s'han analitzat des de tres aproximacions principals. En primer lloc, l'aproximació estructural planteja que l'accès diferenciat als recursos explica per què algunes persones són més proclius a ser políticament actives. Pel que fa a l'interès per la política, l'educació es considera un dels predictors sociodemogràfics més rellevants (Bennett i Bennett, 1989; Martín, 2004). Les persones amb nivells educatius més elevats estan més preparades per obtenir i processar la informació política. També troben menys obstacles per aconseguir treballs amb responsabilitat i poder, fet que fa que tinguin més capacitat d'influència sobre el sistema polític (van Deth i Elff, 2000). El dèficit de recursos de les dones – ja sigui en termes de renda, nivell educatiu o estatus ocupacional – produeix una menor entrada de dones a la vida política (Schlozman et al., 1994). Com Verba et al. subratllen (1997: 1053): “L'absència d'activitat de membres d'un grup amb privació de recursos pot indicar que *no poden participar* més que *no volen fer-ho*” (traducció dels autors, cursiva en el text original).

En segon lloc, l'explicació situacional emfatitza que les responsabilitats familiars que suporten les dones (com a mullers, cuidadores i responsables de les tasques de la llar) inhibeixen la seva participació política (Welch, 1977). El gènere relaciona de manera substantiva l'esfera reproductiva amb l'esfera productiva, és a dir, la participació de les dones i dels homes en una esfera condiciona la seva participació en l'altra. De manera precisa, les activitats desenvolupades en l'àmbit reproductiu sostenen i subsidien les activitats productives (West i Zimmerman, 1987: 127; Treas i Drobnic, 2010). Com Phillips (1991: 96) argumenta, “les dones són excloses de la participació en la vida pública degut al funcionament de les seves vides privades. La divisió del treball domèstic entre dones i homes constitueix per a la majoria de les dones una segona jornada de treball” (traducció dels autors). De manera complementària, la forma com les dones interactuen i comparteixen els rols de gènere reforça l'efecte de l'actual divisió del treball a l'interior de la família (Schlozman et al., 1994). La distribució existent de les tasques domèstiques també incrementa els costos de l'especialització professional de les dones, comportant una segregació dels salaris per sexes (Polavieja, 2008). Això, al simultàniament, redueix els recursos disponibles de les dones. És a dir, “les habilitats valuoses al mercat laboral són (almenys) parcialment funció del temps dedicat al treball domèstic” (Iversen i Rosenbluth, 2006: 6) (traducció dels autors).

I, finalment, el procés de socialització en rols de gènere estableix diferents creences i actituds sobre la política (Rapoport, 1985; Jennings i Niemi, 1971; Jennings, 1983; Sapiro, 2004; Verba et al., 1997). Les societats transmeten rols de gènere a les noves cohorts, el que determina les expectatives polítiques dels i de les adolescents (Hooghe, 2004). Els efectes persistents de la socialització en rols de gènere contribueix a generar una “ideologia inconscient de dominació masculina” en l'arena política (Bem i Bem, 1970). Així, l'eficàcia política subjectiva de les dones en la seva etapa adulta se'n veu ressentida fent no només que s'interessin menys per la política sinó que es vegin a elles mateixes menys qualificades per a presentar-se com a candidates a càrrecs públics (Fox i Lawless, 2004). Així mateix, certes lliçons implícites, com ara que la majoria de personalitats polítiques rellevants siguin

masculines, priva les dones de models de referència femenins, contribuint també a consolidar diferències de gènere en la implicació política en la vida adulta (Verba et al., 1997: 1064; Young, 2000; Campbell i Worlbrecht, 2006; Dahlerup, 2006). Ara bé, alguns estudis han comprovat que l'elecció de més dones polítiques ha generat canvis d'actituds en l'electorat. La inclusió de més dones a les institucions envia una important senyal a les ciutadanes que les condueix a implicar-se més o, en tot cas, a sentir-se més eficaces políticament (Childs, 2004; High-Pippert i Comer, 1998). Per tant, la presència de dones a les institucions pot ajudar a trencar les tradicionals associacions entre homes i la vida pública i a reforçar la implicació política de les dones (Atkeson, 2003).

Aquestes explicacions no són necessàriament excloents sinó que es complementen. D'aquesta manera, el *gender gap* és el resultat de la interacció de diferents elements, cap dels quals, per ell mateix, pot considerar-se el factor més rellevant per excel·lència (Burns et al., 2001).

### 3. Dades i mètodes

La nostra anàlisi és basa en una enquesta presencial realitzada el febrer de 2009 pel Centre d'Estudis d'Opinió de la Generalitat de Catalunya (CEO)<sup>2</sup>. La mostra és representativa de la població entre 18 i 65 anys ( $N=1.483$ ) de Catalunya. Es va aplicar un mostreig estratificat (per províncies i grandària de municipi) i les persones entrevistades van ser seleccionades aleatòriament aplicant quotes d'edat i sexe. El marge d'error és del  $\pm 2,59$  per cent, per a un interval de confiança del 95 per cent ( $p=q=0,5$ ).

L'enquesta conté nombroses preguntes relacionades amb el gènere ja que tenia com a objectiu descobrir les diferències entre homes i dones a la llar, així com en els àmbits social, econòmic i polític. Per tal d'evitar inclinar la persona entrevistada a adoptar una disposició predeterminedada o a respondre de la manera socialment més desitjada, l'enquesta era presentada pel personal enquestador com una enquesta que tractava de temes relacionats amb la família i el treball.

L'enquesta inclou variables socioeconòmiques, situacionals i actitudinals, i també algunes variables aproximatives (*proxy*) per captar els efectes de la socialització. Aquesta combinació fa de l'enquesta un instrument poderós per identificar l'efecte de cadascuna de les tres principals explicacions sobre les diferències de gènere. Quant als factors situacionals, l'anàlisi realitzada suplementa altres estudis en la matèria ja que inclou una variable que normalment està absent de les enquestes sobre actituds polítiques: la divisió de les tasques domèstiques, mesurada pel nombre d'hores setmanals que les persones entrevistades hi dediquen juntament amb les responsabilitats de cura, excloent la cura d'infants. Aquesta exclusió inevitablement sub-estima el treball total no remunerat realitzat per les dones, per tant, s'ha de prendre com una mesura conservadora. Malgrat que és raonable sospitar que els recomptes d'hores dedicades a aquestes activitats puguin estar inflats (Iversen i Rosenbluth, 2006: 7), aquesta tendència afecta més els homes que les dones. Quan les respostes directes es comparen amb les obtingudes en diaris del temps, es comprova que els marits "exageren" 2,2 vegades més que les dones (Press i Townsley, 1998: 193).

Després d'examinar la freqüència de la participació de les dones i homes en diverses formes d'implicació política i explorar les diferències en les actituds polítiques expressades per homes i dones, hem fet una regressió on la variable dependent és l'interès per la política, el focus d'atenció principal d'aquesta recerca, i les variables independents inclouen aspectes rellevants de les tres principals explicacions sobre el *gender gap* així com altres actituds polítiques. Com que la variable interès per la política presenta una distribució ordinal, s'ha utilitzat una regressió logística.

En primer lloc, hem elaborat sis models successius que alternativament inclouen i exclouen variables de cada explicació amb l'objectiu de detectar quan el sexe deixa de ser una variable significativa. En

<sup>2</sup> Estudi número 520 (2009). La taxa de resposta ajustada va ser de 50,3%, utilitzant el mètode de la AAPOR (2008) per al càlcul de la distribució de respostes: complet/elegible + elegible estimat entre una mostra d'elegibles desconeguts.

segon lloc, hem comprovat si algun dels coeficients del model complet difereix segons el sexe, és a dir, examinem si les variables explicatives afecten homes i dones de manera diferent. Per tal de comprovar-ho, hem fet dues regressions separades per homes i dones i hem comparat les diferències en els coeficients a través de proves de Chi-quadrat. Tanmateix, la comparació de coeficients logístics entre grups de casos pot ocasionar potencials problemes d'interpretació degut a la variància residual (Allison, 1999). Les diferències en el grau de variància residual entre grups poden produir diferències aparents en els coeficients de la pendent que no són indicatius de diferències reals. Seguint Williams (2009), hem aplicat models d'elecció heterogènia per controlar l'heterogeneïtat no observada de cada grup (homes i dones) i hem posat a prova els efectes interactius del gènere.

Finalment, com que les tasques domèstiques resulten ser una variable significativa per predir l'interès per la política, s'ha fet una regressió amb aquesta variable com a dependent sobre un conjunt de variables que poden explicar quines condicions contribueixen a determinar la distribució de les tasques domèstiques a l'interior de la parella. Aquesta anàlisi s'ha dut a terme sobre una mostra restringida d'entrevistats que conviuen amb les seves parelles, amb independència de l'estat civil, integrada per dones i homes que actualment treballen fora de casa.

#### 4. Anàlisi exploratòria: Gènere i fonaments privats de l'acció política

Les diferències de gènere en la participació política s'han reduït en els països occidentals en les últimes dècades. Existeix només una petita diferència de gènere en l'activisme polític però aquesta resulta negligible en la participació electoral (Topf, 1995; Schlozman et al., 1994; Verba et al., 1997). El *gender gap* és lleugerament més gran, tot i que decreixent, en la participació no convencional (Gundelach, 1995; Ferrer et al., 2006). La Taula 1 presenta evidència en aquesta direcció pel cas català. Les diferències entre homes i dones no són significatives pel que fa a la participació en organitzacions socials. Quant a la participació convencional – activitats com votar o assistir a mítings – el comportament de dones i homes resulta indistingible. En la participació no convencional apareixen diferències estadísticament significatives menors en les activitats de boicot relacionades amb el consum – més freqüents entre les dones – i en denunciar problemes als mitjans de comunicació – preferit pels homes. En canvi, les diferències de gènere s'han esvaït en altres activitats com signar una petició, participar en manifestacions o en vagues.

Taula 1. Participació política

	Homes (%)	Dones (%)	
<i>Participació en organitzacions i moviments socials</i>	10,6	8,7	n.s.
<i>Participació convencional</i>			
Ha votat (eleccions al Parlament de Catalunya 2006) <sup>a</sup>	70,4	71,3	n.s
Ha assistit a mítings polítics	1,9	1,1	n.s
<i>Participació no convencional</i>			
Ha signat una petició	4,4	4,7	n.s
Ha participat en manifestacions	2,5	2,2	n.s
Ha participat en vagues	0,8	0,7	n.s
S'ha adreçat als mitjans de comunicació per denunciar un problema	1,3	0,4	*
Ha comprat/deixat de comprar certs productes per motius polítics, ètics o mediambientals	6,4	8,8	*
	N=755	N=727	

Significació: \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,10$ .

n.s.: No significatiu.

<sup>a</sup> La participació real fou en realitat més baixa (56 per cent), però és conegut que les persones entrevistades sovint donen respostes diferents a les reals per raons relacionades amb la desitjabilitat social percebuda. Veure, entre altres, Karp i Brockington (2005), i Zaller i Feldman (1992).

Quan ens centrem en les actituds polítiques observem que les diferències de gènere perviuen. La Taula 2 mostra la seva existència en l'eficàcia política i l'interès per la política. La primera es divideix en interna i externa. L'eficàcia política interna capta la creença en la capacitat pròpia per entendre com funciona la vida política, mentre que l'eficàcia política externa mesura la percepció individual sobre la capacitat d'influir sobre els assumptes públics i la confiança amb la receptivitat dels representants a les demandes de la ciutadania.

**Taula 2. Actituds polítiques: eficàcia política i interès per la política**

	Homes (%)	Dones (%)	
<i>Eficàcia interna</i>	58,6	48,6	***
<i>Eficàcia externa</i>	50,3	45,5	*
<i>Interès per la política</i>	28,5	22,6	**
	N=755	N=727	

Significació: \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,10$ .

Com ja havia estat subratllat per Angus Campbell et al. el 1960, el gender gap en l'eficàcia política interna s'ha mantingut constant a pesar dels importants canvis que han transformat les vides de les dones en les últimes dècades. Podem observar que hi ha una diferència de deu punts percentuals entre l'eficàcia interna manifestada per homes i dones (veure la Taula 2). Les dones confien menys en les seves habilitats polítiques i s'inclinen més a pensar que la política és massa complicada. Les diferències de gènere també afecten l'eficàcia política externa, tot i que de manera menys pronunciada. Les dones confien menys en la capacitat de la ciutadania d'influir en el què fan els polítics. La diferència entre dones i homes també és significativa en l'interès per la política. En general, les dones estan menys motivades i es preocupen menys per la política que els homes.

Bennett i Bennett (1989: 118–9) ens ofereixen una resposta a la interessant paradoxa de per què la participació electoral de les dones és semblant a la dels homes si l'interès per la política s'ha considerat tradicionalment una variable determinant per explicar el comportament electoral. Aquests autors argumenten que l'interès per la política és un predictor més dèbil per a les dones perquè aquestes són empeses a votar en major mesura que els homes per un sentiment de deure cívica, és a dir, les dones consideren que *tenen* l'obligació d'anar a votar.

La Taula 3 té en compte les potencials diferències d'edat o de generació en la participació no convencional, en el vot, en l'eficàcia política i en l'interès per la política. No s'aprecien diferències significatives que indiquin un efecte de generació o de cicle de vida en les dues primeres variables. El fet que la mostra inclogui només homes i dones de menys de 65 anys, pot explicar per què no es detecten efectes evidents de l'edat en la participació no convencional o de cicle vital en el vot, com recerques prèvies han demostrat pel cas espanyol (Morales, 1999). L'única variable en què s'observen diferències significatives relacionades amb l'edat, ja sigui generació o cicle vital, són l'eficàcia política interna i l'interès per la política. Pel que fa a l'eficàcia interna, el *gender gap* es

manifesta en les tres cohorts i és particularment gran en el grup de 50 a 65 anys. Aquesta cohort és també l'única que presenta diferències estadísticament significatives en l'eficàcia política externa – una variable on les diferències de gènere acostumen a ser absents (Marshall et al., 2007). Quant més jove és la cohort, menys interès mostra per la política, com han posat en evidència altres estudis (veure Glenn i Grimes, 1968; Harrop i Miller, 1987). No obstant, l'escàs interès per la política es distribueix de manera semblant en els homes i les dones joves entre 18 i 34 anys. Per contra, les cohorts més grans presenten diferències estadísticament significatives, els homes mostrant més interès que les dones.

**Taula 3. Diferència de gènere generacional en la vinculació política**

Edat (anys) (Cohort) <sup>a</sup>		50-65 (1961-76)	35-49 (1977-91)	18-34 (1992-08)
Participació política no convencional <sup>b</sup>	<i>T-test</i> ( <i>F</i> de <i>Levene</i> )	5,061 (p>0,10)	1,622 (p>0,10)	2,628 (p>0,10)
Votar (Parlament de Catalunya 2006)	$\chi^2$ (df=1)	0,177 (p>0,10)	0,101 (p>0,10)	0,001 (p>0,10)
Eficàcia política interna	$\chi^2$ (df=1)	9,083 (p<0,01)	3,001 (p<0,05)	4,506 (p<0,05)
Eficàcia política externa	$\chi^2$ (df=1)	3,198 (p<0,05)	0,283 (p>0,10)	0,912 (p>0,10)
Interès per la política	$\chi^2$ (df=3)	18,809 (p<0,01)	6,618 (p<0,10)	1,749 (p>0,10)

<sup>a</sup> Moment en què els membres del grup fan 18 anys.

<sup>b</sup> S'ha creat un índex per a les següents activitats participatives no convencionals: Ha signat una petició, ha participat en manifestacions, ha participat en una vaga, ha comprat/deixat de comprar certs productes per motius polítics, ètics, o mediambientals, i s'ha adreçat als mitjans de comunicació per denunciar un problema.

El lloc que les dones ocupen a la família i al sector productiu, l'anomenada divisió sexual del treball, produeix greus constrenyiments per a llur participació en organitzacions polítiques i institucions públiques, i fins i tot afecta la seva implicació política. Els biaixos de gènere en els processos de socialització tant en la infància com en la vida adulta, junt amb l'adopció de rols diferents a la feina i a la família, perfilen les actituds polítiques dels homes i les dones i contribueixen a determinar l'accés als recursos que faciliten la participació política.

Les dones són socialitzades per a la vida privada i els seus valors, on la religió ha desenvolupat tradicionalment un paper predominant (Torns et al., 2007: 23). La influència de la religió i del conservadorisme s'estén al vot, votant tradicionalment les dones per partits de dretes en una proporció més elevada que els homes (Duverger, 1955; Lipset, 1960). En les últimes dècades, però, s'ha invertit aquesta tendència, votant les dones en una major mesura que els homes per partits d'esquerra, en particular les dones que pertanyen a les generacions més joves, instal·lant així un



“gender gap modern”<sup>3</sup> (Norris, 1999; Inglehart i Norris, 2000). És precisament el fet que els partits d’esquerres acostumin a implementar polítiques socials que alliberen les dones de les càrregues familiars la principal motivació de l’electorat femení que treballa fora de casa per votar aquests partits (Iversen i Rosenbluth, 2006: 12).

L’economia política domèstica de la família es tradueix en un poder diferenciat d’homes i dones tant dins com fora de la llar, per exemple, mercat laboral i política (Blumberg i Coleman, 1989). Aquesta situació ha estat definida per Burns et al. (2001) com els fonaments privats de l’acció política (*private roots of public action*). La participació política es troba imbricada en la vida privada i les institucions socials com la família, l’escola, el lloc de treball, les associacions voluntàries i l’Església juguen un paper molt important a l’hora de generar desigualtats.

Malgrat que la família patriarcal tradicional ha estat substituïda per altres models de família, els homes han mantingut els seus rols i les dones, que actualment formen part del mercat laboral, no han perdut la seva responsabilitat sobre les tasques domèstiques i les activitats de cura sinó que han assumit una doble càrrega de treball (Carrasco i Recio, 2001: 278; Phillips, 1991). Tot i que varies enquestes mostren que tant homes com dones prefereixen un model de família igualitari on el treball remunerat fora de la llar i el treball domèstic no remunerat es distribueixen de manera equitativa (see Cea D’Ancona, 2007: 208), les dones segueixen duent a terme la gran majoria de les feines de la llar i la cura dels familiars (infants i gent gran).

En definitiva, els canvis culturals i actitudinals experimentats per les dones no han tingut el seu equivalent en els homes. Això redueix el temps disponible de les dones i, per tant, la seva participació en la vida pública es veu limitada. Com assenyalen Schlozman et al. (1994: 974): “El temps lliure varia, no amb el gènere, sinó amb determinades circumstàncies vitals com treballar a temps complet o tenir fills pre-escolars a casa. No obstant, aquestes circumstàncies vitals no afecten, en general, de la mateixa manera el temps disponible de dones i homes” (traducció dels autors). Verge (2009: 58) mostra que les organitzacions juvenils afiliades a partits polítics presenten una composició equilibrada per sexes de la seva militància. Però quan els afiliats i afiliades assoleixen la majoria d’edat i transfereixen llur militància als partits polítics el *gender gap* augmenta gradualment. Mentre que en el grup de menys de 25 anys l’afiliació masculina i femenina són pràcticament iguals, en el grup de 26 a 40 anys la presència de dones decreix dramàticament. No resulta sorprenent que en aquest període en el cicle vital de les dones coincideixin la maternitat, la plena incorporació al mercat laboral i l’increment en les responsabilitats familiars derivades de la cura d’infants i de persones grans, una càrrega familiar que massa sovint es distribueix de manera molt poc igualitària entre homes i dones.

Una recerca duta a terme a Espanya l’any 2004 mostrava que el 45,1 per cent de les dones assumeix en solitari totes les tasques domèstiques, mentre que només un 7,1 per cent dels homes afronta

---

<sup>3</sup> També hem trobat evidències d’una “diferència de gènere moderna” en l’enquesta que analitzem.

aquesta situació; el 40 per cent de les dones que treballen fora de casa també són les úniques responsables de la cura dels fills i filles menors de 12 anys (els homes ho són en el 3,1 per cent dels casos). Finalment, el 42 per cent de les dones assalariades tenen cura de les persones grans sense cap altra ajuda i només el 9,8 per cent comparteix aquesta responsabilitat amb la seva parella (Chicano, 2004: 102-103). Un estudi publicat per Eurostat el 2006 amb dades obtingudes de diaris del temps evidenciava que dels quinze països europeus analitzats a Espanya les diferències de gènere en el temps dedicat a les tasques domèstiques eren de les més elevades, dedicant les dones el triple de temps que els homes (Aliaga, 2006: 8). D'aquesta manera, no és estrany que només el 66 per cent de les dones espanyoles declarin estar satisfetes amb la divisió del treball domèstic, comparat amb el 85 per cent dels homes<sup>4</sup>.

Les responsabilitats familiars són un dels factors més rellevants que limiten l'oferta de dones candidates per a càrrecs públics (Lovenduski i Norris, 1993; Rao, 2005; Norris i Franklin, 1997: 227-28). Per exemple, en el període legislatiu 2004/08, el 83 per cent dels diputats al Congrés estaven casats mentre que només ho estaven el 59 per cent de les diputades. Els vuit ministres del primer govern paritari del PSOE format el 2004 sumaven 22 fills i filles; les vuit ministres només cinc (Verge, 2006: 190). Aquest factor d'oferta també s'aprecia en el nivell local, l'àmbit que constitueix un entrenament important per a les dones en la seva carrera política ascendent (Carroll, 1994). La presència de dones regidores és més alta quan són joves i la càrrega familiar és més lleugera: mentre que el 40 per cent de les regidores no estan casades només el 20 per cent dels regidors té aquest estatus civil. En la mateixa direcció, mentre que el 52,7 per cent dels regidors té dos o més fills o filles només el 40,6 per cent de les regidores tenen una família d'aquesta grandària (Verge, 2010).

En l'enquesta preguntàvem pel nombre d'hores setmanals que les persones entrevistades dediquen a les tasques domèstiques i de cura (amb l'excepció dels infants). Les entrevistades declararen dedicar 19,3 hores a la setmana mentre que els homes afirmaren dedicar-hi 10,8 hores<sup>5</sup>. El cicle de vida no sembla que afecti per igual les dones i els homes. Pel que fa als homes, la Taula 4 mostra que la cohort entre 35 i 49 anys dedica més hores a les tasques domèstiques que la generació més jove però els homes entre 50 i 65 en dediquen menys que els que en tenen de 35 a 49. En canvi, les dones experimenten un creixement constant en el nombre d'hores dedicades a les tasques domèstiques al llarg de la seva vida. La cohort entre 50 i 65 anys dedica la proporció més alta de temps (24,32 hores, comparat amb les 19,66 hores en la cohort de 35 a 49 anys i les 15,16 hores del grup entre 18 i 34 anys). Malgrat que és probable que les parelles de cohorts més grans presentin una distribució de les tasques domèstiques menys igualitària, fet que sostindria l'explicació generacional, el paper de les àvies maternes com a proveïdores de serveis de cura pels seus néts i

<sup>4</sup> El nivell de satisfacció de les dones es troba per sota la mitjana europea. Veure *First European Quality of Life Survey: Time use and work-life options over the life course*. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Dublín, 2007, pàgina 62.

<sup>5</sup> Aquestes variables no són tan precises com per calcular la distribució de les tasques domèstiques com els diaris del temps però, tot i així, poden ser útils com una mesura aproximada (veure Iversen i Rosenbluth, 2006).

nètes s'ha incrementat en les últimes dècades (Gray, 2005). A més, les dones normalment exerceixen la cura d'algun parent d'edat avançada o dependent. L'edat en què s'acumula més temps dedicat a aquestes tasques de cura es concentra en les dones al voltant dels 50 anys, independentment de si treballen o no fora de casa. La provisió de serveis de cura no remunerats es va estenent a totes les dones a mesura que es fan grans en totes les cohorts. Una de cada quatre dones assumeix tasques de cura en algun moment entre els 35 i els 44 anys i una de cada tres ho fa entre els 55 i els 64 anys (Moen et al., 1994). Aquest fet dóna, doncs, en termes generals, més aviat suport a l'explicació de cicle vital.

**Taula 4. Hores setmanals dedicades a les tasques domèstiques**

Edat (anys) (Cohort) <sup>a</sup>	50-65 (1961-76)		35-49 (1977-91)		18-34 (1992-08)		Totes les mostres	
	H	D	H	D	H	D	H	D
Mitjana	11,48	24,32	11,99	19,66	9,30	15,16	10,84	19,28
D.E.	10,79	13,34	8,58	11,73	8,12	10,91	9,11	12,45
Observacions	189	197	271	251	279	264	739	713

<sup>a</sup> Moment en què els membres del grup fan 18 anys.

H = Home; D = Dona.

D.E. Desviació estàndard.

## 5. La diferència de gènere en l'interès per la política

Seguint estudis previs, hem definit quatre grups de predictors potencials de les diferències en l'interès per la política: els recursos socioeconòmics individuals, els factors situacionals, els indicadors de socialització i les disposicions polítiques.

La Taula 5 presenta diverses regressions logístiques ordinals amb l'interès per la política com a variable dependent i un conjunt variables que mesuren els recursos socioeconòmics de les persones entrevistades: sexe, edat, nivell educatiu<sup>6</sup> i classe social subjectiva<sup>7</sup>; factors situacionals: viure en parella, tenir fills/es menors de 12 anys, participació en el mercat laboral (actual i passada), nombre d'hores setmanals dedicades a tasques de la llar i de cura (excloent els infants); processos de socialització: pràctica religiosa (ser catòlic/a practicant), viure en una ciutat on governa una alcaldessa (d'acord amb els resultats de les eleccions locals de 2007), i tenir una mare que va ser o és encara mestressa de casa, utilitzat com una aproximació (*proxy*) de la socialització familiar. En les variables referides a les disposicions polítiques incloem l'eficàcia política interna i externa<sup>8</sup> i l'autoubicació en l'escala ideològica esquerra-dreta (1-10). Hem seguit un procediment de regressió per passos per tal d'apreciar millor les relacions causals que es troben al darrere de les variables incloses en el model.

El model 1 conté exclusivament els recursos socioeconòmics com a variables predictives de l'interès per la política. El sexe manté el seu coeficient negatiu i significatiu, implicant que les dones tenen menys interès per la política que els homes. Per tant, podem assumir que la diferent distribució de recursos entre sexes no és suficient per explicar el *gender gap* en l'interès per la política. Respecte la resta de la regressió, la possessió de més recursos implica en tots els casos un augment en la *log-odds* de tenir un interès per la política més elevat, en línia amb la recerca prèvia en la matèria. La classe social subjectiva dels enquestats i enquestades i, particularment, el nivell educatiu tenen un impacte positiu i significatiu en l'interès per la política.

L'edat també està relacionada amb l'interès per la política. Cada increment d'un any en l'edat de l'enquestat comporta que la *log-odds* ordinal de tenir més interès per la política augmenti en 0,011, mantenint constant la resta de variables. L'edat està vinculada a l'interès per la política per mitjà dels efectes del cicle vital o la generació, o a través de l'acumulació d'experiència (van Deth i Elff, 2000). L'explicació basada en el cicle de vida prediu que l'interès per la política serà més alt en les etapes

---

<sup>6</sup> L'edat i el nivell educatiu s'han deixat en la seva forma original com a variables d'interval i ordinal respectivament, donat que en exploracions prèvies hem confirmat que les dues tenen una relació lineal monotònica amb l'interès per la política.

<sup>7</sup> Els enquestats han d'autoubicar-se en un llistat de posicions de classe: classe baixa, mitjana-baixa, mitjana, mitjana-alta i alta.

<sup>8</sup> L'enunciat exacte de la pregunta era: per a l'eficàcia política interna "De vegades la política sembla tan complicada que se'm fa difícil entendre el que està passant" (1 "força en desacord", 2 "força d'acord"), i per a l'eficàcia externa "La gent del carrer pot influir en el que fan els polítics" (1 "força en desacord", 2 "força d'acord"). Veure Bennett i Bennett (1989: 112) així com Key (1961: 546) per a una discussió sobre si l'eficàcia política ha de ser conceptualitzada com a causalment prèvia a l'interès per la política.

mitjanes de la vida<sup>9</sup>. L'explicació generacional se centra en les experiències formatives de les cohorts. Ambdues aproximacions estan vinculades a un efecte no lineal de l'edat; mentre l'explicació basada en l'acumulació d'experiència n'implica una de lineal. Quan la gent es fa gran, tendeix a acumular més recursos, sent l'experiència un d'ells (Glenn i Grimes, 1968; Rosenstone i Hansen, 1993). En aquesta recerca no podem separar l'efecte del cycle de vida del propi de la generació, donat que no estem realitzant una anàlisi longitudinal. Però els tests que hem realitzat apunten a una relació lineal entre edat i interès per la política. No obstant això, l'exclusió de la mostra del col·lectiu de persones més grans de 65 anys no ens permet concloure que la linealitat hagués persistit si l'haguéssim inclòs.

En el següent pas (model 2) afegim el conjunt de factors situacionals, obtenint com a resultat que l'impacte estadístic del sexe desapareix. Per confirmar que els factors situacionals són capaços d'eliminar per ells mateixos l'efecte del sexe en l'interès per la política, presentem també els models 3 i 4. Amb aquests models volem comprovar si els factors de socialització o els actitudinals per ells mateixos –controlant pels recursos socioeconòmics– són també responsables de l'impacte del sexe en la variable dependent. A part d'una lleugera reducció del coeficient del sexe quan les variables actitudinals són introduïdes, el sexe continua sent en els dos casos un predictor estadísticament significatiu de l'interès per la política, mentre que l'impacte dels altres recursos socioeconòmics es manté relativament estable. Per tant, podem concloure que els factors situacionals són crucials a l'hora d'explicar els efectes del sexe en el model 1. Com es veu afectat l'interès per la política per les variables situacionals? Viure en parella augmenta significativament la *log-odds* ordinal de tenir un interès per la política més alt en 0,509, un coeficient similar al de la participació en el mercat laboral (0,521). Per contra, el nombre d'hores dedicades a tasques de la llar i cura dels altres redueixen significativament l'interès per la política de les persones entrevistades. Finalment, tenir fills/es menors de 12 anys no té un efecte significatiu en la variable dependent, tot i que es comporta en la direcció esperada: redueix l'interès per la política degut al temps dels pares i mares que consumeixen els fills i filles.

En el model 5 introduïm el conjunt de variables relacionades amb el procés de socialització, afegint-les als efectes dels factors situacionals i els recursos socioeconòmics. Aquest pas no modifica substancialment l'impacte de les variables ja incloses en el model 2. Viure en una localitat en què l'alcaldia és ocupada per una dona augmenta la *log-odds* ordinal d'estar més interessat/da per la política. Tenir una mare que és o ha estat mestressa de casa té l'efecte contrari. Ser catòlic/a practicant només té un lleuger efecte negatiu i significatiu en l'interès per la política.

El model final (6) inclou el grup d'actituds polítiques estretament relacionades amb l'interès per la política. La pseudo R-quadrat augmenta considerablement, però el nivell de significació i la direcció dels coeficients de la resta de variables del model romanen pràcticament inalterades. Com era

---

<sup>9</sup> La gent jove té més distraccions que els desvien de la política, mentre que la gent més gran experimenta una creixent desconexió respecte els temes rellevants per la societat.

d'esperar, l'eficàcia política interna està positivament i fortament relacionada amb l'interès per la política. De fet, ambdues variables són alguns cops preses conjuntament com indicadors de la implicació política (Verba et. al., 1995; Torcal, 1995). L'efecte de l'eficàcia externa és també positiu però menys intens. La ideologia esquerra-dreta també té un efecte significatiu: aquelles persones que s'autoubiquen a l'esquerra són més proclius a expressar nivells més alts d'interès per la política.

Si prestem atenció a la capacitat explicativa de cada grup de variables independents, podem veure que tant les actituds polítiques com els recursos socioeconòmics són els principals determinants de l'interès per la política. Els augments en la pseudo R-quadrat de Nagelkerke obtinguts quan incorporem aquests blocs en el model són els més alts i alhora similars entre ells. Els factors situacionals ocupen la tercera posició pel que fa a poder explicatiu, i les variables de socialització la darrera.

Amb l'objectiu de saber si les variables del nostre model explicatiu de l'interès per la política afecten els homes i les dones de forma diferent i d'identificar possibles interaccions entre el sexe i les altres variables, hem procedit seguint una doble estratègia. Primer, hem efectuat dues regressions logístiques ordinals separades –una per cada sub-mostra d'homes i dones– i després hem aplicat un model d'elecció heterogènia per a tota la mostra i hem verificat si algun dels coeficients difereix per motius de gènere, al temps que controlàvem per una potencial heterocedasticitat en aquesta variable d'agrupació.

La Taula 6 mostra els resultats de dues regressions fetes per separat a les sub-mostres d'homes i de dones. Podríem estar temptats a comentar directament les diferències entre els coeficients, però hem de prestar atenció només a aquelles que són estadísticament significatives. L'última columna de la Taula 6 presenta un test de significació de les diferències entre els coeficients (el test Wald Chi-quadrat i el seu *p* valor).

Les úniques diferències estadísticament significatives les trobem en el nivell educatiu i en el nombre d'hores dedicades a tasques domèstiques i cura de persones. Contradint els resultats de Bennett i Bennett (1989), no trobem evidències empíriques que sostinguin que les actituds polítiques són un predictor més important que els recursos socioeconòmics o els factors situacionals.

El nivell educatiu afecta els homes més que les dones, de manera que un augment del nivell educatiu del primer grup incrementa el seu interès per la política gairebé el doble del que ho fa en el segon. D'altra banda, el número d'hores dedicades a tasques domèstiques i de cura dels altres perd impacte entre els homes, mentre en el cas de les dones té un clar efecte negatiu i reductor de l'interès per la política.

Taula 5. Regressió logística ordinal per predir l'interès per la política

		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Recursos socioeconòmics	Sexe	-0,307*** (0,101)	-0,159 (0,114)	-0,299*** (0,102)	-0,244** (0,110)	-0,153 (0,115)	-0,140 (0,124)
	Nivell educatiu	0,363*** (0,048)	0,328*** (0,050)	0,368*** (0,049)	0,387*** (0,053)	0,331*** (0,050)	0,347*** (0,055)
	Edat	0,026*** (0,004)	0,017*** (0,005)	0,032*** (0,004)	0,025*** (0,004)	0,023*** (0,005)	0,023*** (0,006)
	Classe social subjectiva	0,383*** (0,079)	0,417*** (0,081)	0,427*** (0,079)	0,080 (0,090)	0,455*** (0,082)	0,136 (0,094)
Factors situacionals	Conviu en parella		0,491*** (0,125)			0,473*** (0,126)	0,493*** (0,137)
	Fills/es menors 12		-0,058 (0,090)			-0,049 (0,091)	-0,064 (0,097)
	Participació mercat laboral (present/passada)		0,536*** (0,164)			0,485*** (0,166)	0,436** (0,181)
	Tasques domès. i cura (hores setmanals)		-0,013** (0,005)			-0,013** (0,005)	-0,011* (0,006)
Procés de socialització	Catòlic/a (practicant)			-0,209 (0,146)		-0,164 (0,151)	-0,295* (0,164)
	Mare mestressa de casa			-0,248** (0,109)		-0,261** (0,113)	-0,314** (0,124)
	Alcaldesa			0,683*** (0,154)		0,604*** (0,161)	0,605*** (0,175)
Variables actitudinals	Eficàcia interna				1,174*** (0,124)		1,195*** (0,128)
	Eficàcia externa				0,291*** (0,112)		0,330*** (0,117)
	Autoubicació ideològica (1-10)				-0,100*** (0,036)		-0,119*** (0,038)
Llindars	Tall 1	2,412*** (0,319)	2,557*** (0,345)	2,699*** (0,329)	1,793*** (0,391)	2,777*** (0,354)	1,998*** (0,427)
	Tall 2	4,396*** (0,335)	4,603*** (0,363)	4,715*** (0,346)	4,031*** (0,406)	4,851*** (0,372)	4,342*** (0,443)
	Tall 3	7,019*** (0,379)	7,223*** (0,405)	7,355*** (0,391)	6,749*** (0,446)	7,485*** (0,416)	7,103*** (0,484)
	R-quadrat de Nagelkerke	0,105	0,133	0,126	0,206	0,149	0,252
	-2 Log-Likelihood	2.275,533	2.865,297	2.710,007	2.520,926	2.862,141	2.412,367
	Chi-quadrat	138,283***	167,941***	166,481***	248,994***	189,485***	298,118***
	Observacions	N=1.384	N=1.313	N=1.384	N=1.207	N=1.313	N=1.155

Variable dependent: Interès per la política (rang: 1 'gens interessat/da' fins 4 'molt interessat/da'). Coeficients de regressió logística ordinal. Errors estàndard en parèntesi. Significació: \*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10.

Taula 6. Regressió logística ordinal per predir l'interès per la política dels homes i les dones per separat

		Dones	Homes	Ratio dels coeficients	Chi2 per la diferència (1)
Recursos socioeconòmics	Nivell educatiu	0,211*** (0,080)	0,454*** (0,079)	0,47	4,675**
	Edat	0,019** (0,008)	0,025** (0,008)	0,74	0,333
	Classe social subjectiva	0,260* (0,139)	0,059 (0,130)	4,44	1,128
Factors situacionals	Conviu en parella	0,363** (0,185)	0,633** (0,207)	0,57	0,940
	Fills/es menors 12	0,047 (0,150)	-0,138 (0,132)	-0,34	0,859
	Participació en mercat laboral (present/passada)	0,314 (0,224)	0,698** (0,318)	0,45	0,975
	Tasques domèstiques i cura (hores setmanals)	-0,021*** (0,008)	0,003 (0,009)	-7,00	3,894**
Procés de socialització	Catòlic/a (practicant)	-0,379* (0,226)	-0,257 (0,242)	1,48	0,137
	Mare mestressa de casa	-0,167 (0,182)	-0,436** (0,173)	0,38	1,153
	Alcaldeessa	0,716*** (0,258)	0,524** (0,242)	1,37	0,294
Variables actitudinals	Eficàcia interna	1,247*** (0,182)	1,152*** (0,185)	1,08	0,135
	Eficàcia externa	0,300* (0,168)	0,340* (0,167)	0,88	0,028
	Autoubicació ideològica (1-10)	-0,110* (0,057)	-0,128** (0,051)	0,86	0,054
Lindars	Tall 1	2,598** (0,601)	1,585*** (0,613)		
	Tall 2	5,001*** (0,628)	3,905*** (0,633)		
	Tall 3	7,772*** (0,682)	6,722*** (0,701)		
R-quadrat de Nagelkerke		0,234	0,273		
-2 Log-Likelihood		1.174,785	1.223,104		
Chi-quadrat		134,913***	166,568***		
Observacions		N=569	N=585		

Variable dependent: Interès per la política (rang: 1 'gens interessat/da' fins 4 'molt interessat/da'). Coeficients de regressions logístiques ordinals. Errors estàndard en parèntesi. Significació: \*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10.

(1) Aquest és el test Wald Chi-quadrat de la diferència entre els coeficients amb els seus p valors (\*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10). La fórmula del càlcul és la següent:

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



Comparar coeficients entre grups utilitzant una regressió logística pot ser problemàtic degut a la variància residual (Allison, 1999). Si les variàncies residuals són diferents entre els grups de comparació (en el nostre cas, entre homes i dones), l'estandardització també diferirà, fent que la comparació dels coeficients entre grups sigui inapropiada. Degut a això, en el nostre cas hem aplicat models d'elecció heterogènia per a posar a prova els efectes interactius del gènere mentre, simultàniament, controlem per la heterogeneïtat no observada dels dos grups. Això ens permet alhora observar els efectes de les característiques dels grups, que passarien desapercibudes en models no especificats d'aquesta manera (veure Williams, 2009)<sup>10</sup>.

La Taula 7 presenta dos models estimats utilitzant la funció per models lineals generalitzats de tipus ordinal (*oglm*), la rutina del programa Stata escrita per Williams l'any 2006. El primer model inclou només les variables independents sense interaccions, i un paràmetre per tenir en compte la variància residual potencialment diferent per raons del sexe. El segon model afegeix als paràmetres del model anterior les interaccions del sexe amb la resta de variables independents. El coeficient de la variància del sexe no és significatiu en cap dels dos models, la qual cosa indica absència d'heterocedasticitat associada a la variable d'agrupació.

Un cop han estat controlades les diferències potencials en la variància residual, les úniques interaccions que tenen efectes significatius són la del sexe amb les hores de treball domèstic i cura de persones, i la del sexe amb l'educació. Per tant, les diferències aparents entre els coeficients de la Taula 6 estaven reflectint diferències reals en els efectes causals, ja que no queden explicades per diferències en el grau de variància residual entre homes i dones.

Donat que la motivació de les dones per la política queda seriosament condicionada pel nombre d'hores dedicades a tasques domèstiques i de cura dels altres, la següent secció abordarà les raons que porten a una determinada distribució del treball domèstic en el si de la parella.

---

<sup>10</sup> Veure també Long i Freese (2003) per a una discussió sobre com aquest model també pot superar l'assumpció de les línies paral·leles, permetent que  $\beta$  difereixi per cadascuna de les  $J - 1$  comparacions.

Taula 7. Models d'elecció heterogenis per predir l'interès per la política amb i sense interaccions

	Model 1		Model 2		
	Coefficients	EE	Coefficients	EE	
Predictors	Sexe	-0,097	0,129	1,176	0,877
	Nivell educatiu	-0,340***	0,059	0,432***	0,081
	Edat	0,024***	0,006	0,025***	0,008
	Classe social subjectiva	0,162*	0,097	0,110	0,131
	Conviu en parella	0,545	0,143	0,725***	0,210
	Fills/es menors 12	-0,049**	0,101	-0,127	0,132
	Participació en el mercat laboral	0,435**	0,188	0,633**	0,322
	Tasques domèstiques i cura	-0,014*	0,006	0,002	0,010
	Catòlic/a (practicant)	-0,291***	0,170	-0,268	0,247
	Mare mestressa de casa	-0,353***	0,129	-0,461***	0,176
	Alcaldeessa	0,614***	0,179	0,589**	0,243
	Eficàcia interna	1,156***	0,137	1,106***	0,187
	Eficàcia externa	0,422***	0,121	0,405**	0,168
	Autoubicació ideològica	-0,089**	0,039	-0,092*	0,052
Interacció dels predictors amb el sexe	Sexe * Nivell educatiu			-0,233**	0,115
	Sexe * Edat			-0,003	0,011
	Sexe * Classe social subjectiva			0,145	0,196
	Sexe * Conviu en parella			-0,342	0,283
	Sexe * Fills/es menors 12			0,198	0,207
	Sexe * Particip. mercat laboral			-0,295	0,396
	Sexe * Tasques domèstiques i cura			-0,028**	0,013
	Sexe * Catòlic/a (practicant)			-0,113	0,340
	Sexe * Mare mestressa de casa			0,243	0,258
	Sexe * Alcaldeessa			0,046	0,357
	Sexe * Eficàcia interna			0,107	0,258
	Sexe * Eficàcia externa			0,004	0,241
	Sexe * Autoubicació ideològica			0,003	0,078
Lindars	Tall 1	2,189***	0,447	2,776***	0,601
	Tall 2	4,567***	0,486	5,161***	0,627
	Tall 3	7,453***	0,558	8,059***	0,684
Variància	Sexe	0,041	0,067	0,031	0,067
	Log likelihood	-1.188,274		-1.181,299	
	LR Chi-quadrat	287,12***		301,07***	
	Observacions	N=1.136		N=1.136	

Variable dependent: Interès per la política (rang: 1 'gens interessat/da' fins 4 'molt interessat/da'). Significació: \*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10.

## 7. Treball domèstic i igualtat de gènere

La divisió sexual del treball domèstic no s'ha acabat d'ajustar suficientment als ràpids canvis en els rols familiars i laborals (Hochschild, 1989). Tot i que la participació de la dona en el mercat laboral s'ha incrementat substancialment, en el si de la parella el treball domèstic continua recaient desproporcionadament sobre la dona, com hem pogut comprovar anteriorment. En aquesta secció estem interessats en les variables que expliquen el biaix de gènere en la distribució del treball domèstic.

L'anàlisi que s'hi realitza es restringeix a la sub-mostra de parelles que conviuen, al marge del seu estat civil. Les mestresses de casa, ja siguin les pròpies enquestades o les parelles dels enquestats, s'han exclòs de l'anàlisi donat que la seva dedicació completa al treball domèstic inflaria la diferència en les hores dedicades per homes i dones. Per tant, la sub-mostra seleccionada es limita als homes i dones que participen en el mercat de treball.

La Taula 8 permet comprovar que el sexe és la variable independent més significativa. Prèviament ja havíem observat que les dones inverteixen gairebé dues vegades més temps que els homes en el treball domèstic. Tot i que la informació sobre l'edat només es troba disponible per a la persona entrevistada, és conegut que l'edat de l'enquestat/da tendeix a estar altament correlacionada amb l'edat de la parella (veure Iversen i Rosenbluth, 2006: 6). Per tant, podem afirmar que quant més gran és la cohort, més hores de treball domèstic assumeix la dona en comparació amb l'home. Així mateix, com més gran es la contribució de la dona als ingressos de la llar, més suport troba per part de la parella en les tasques domèstiques (usant com a indicador la diferència de sou mensual entre dones i homes). A més, les dones amb una situació econòmica més acomodada tenen més capacitat d'escapar als constrenyiments temporals associats a les hores de treball domèstic i de cura dels infants per mitjà del pagament de serveis.

Més nivell educatiu comporta normes de gènere més igualitàries. En aquest cas, hem calculat la diferència entre el nivell educatiu de la dona i el de seva parella. Diferències positives indiquen que les dones tenen un nivell educatiu més alt que el dels homes, i a la inversa. La regressió mostra que com més nivell educatiu tenen les dones, menys probable és que assumeixin fortes diferències respecte els homes en hores de treball domèstic.

D'altra banda, la presència de fills petits amplia les diferències entre els sexes, augmentant molt més el treball no remunerat de la dona que el de l'home. Com afirmen Baxter et al. (2008), l'arribada d'infants porta a les parelles a una especialització de gènere més pronunciada

Entre les variables actitudinals, la religiositat n'és una d'important. Es pot considerar que està vinculada a percepcions de quins són els rols de gènere apropiats (Iversen i Rosenbluth, 2006: 7). Com mostren Voicu et al. (2009), els més religiosos són també els que més probablement accepten la divisió de gènere tradicional del treball, la qual cosa acaba comportant una distribució de la feina més desigual dins la parella.

Taula 8. Regressió lineal per predir el biax de gènere en el treball domèstic

	B	SE
(Intercepte)	2,471	4,401
Sexe (dones)	4,309***	1,011
Edat	0,131***	0,050
Ingressos_diferència <sup>a</sup>	-1,239**	0,609
Nivell educatiu_dones <sup>b</sup>	-0,853*	0,449
Fills/es menors de 12 anys	1,403**	0,682
Catolic/a (practicant)	3,703**	1,501
Autoubicació ideològica (0-10)	-0,402	0,296
Desigualtats socials entre homes i dones <sup>c</sup>	-1,144*	0,679
Mares treballadores i relació amb els seus fills/es <sup>d</sup>	-1,319**	0,602
Treball domèstic com a treball auto-realitzador <sup>e</sup>	-1,122**	0,567
<b>R-quadrat</b>	0,147	
<b>F</b>	7.225***	
Observacions	418	

Variable dependent: Diferència entre les hores dedicades a les tasques domèstiques (excloent cura d'infants). Com més gran sigui el valor, més hores dediquen les dones a les tasques domèstiques en comparació amb els homes.

Significació: \*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10.

<sup>a</sup> Ingressos\_diferència: Els valors positius indiquen que les dones guanyen més que els homes.

<sup>b</sup> Nivell educatiu\_dones: Els valors positius indiquen que les dones tenen un nivell educatiu més alt que els homes.

<sup>c</sup> Desigualtats socials entre homes i dones: El rang de resposta va de 1 'cap', 2 'petit', 3 'gran', to 4 'molt gran'.

<sup>d</sup> Les mares treballadores no poden establir una relació tan forta amb els seus fills com les mares mestresses de casa: El rang de resposta va de 1 'acord', 2 'ni d'acord ni en desacord', 3 'en desacord'.

<sup>e</sup> El treball domèstic és tan auto-realitzador com treballar fora de casa: El rang de resposta va de 1 'acord', 2 'ni d'acord ni en desacord', 3 'en desacord'.

La ideologia de la persona enquestada (mesurada en una escala de 0 "esquerra" a 10 "dreta") no sembla que hi jugui cap paper. De fet, és l'única variable inclosa al model que no és estadísticament significativa, tot i que es comporta en la direcció esperada. Els entrevistats i entrevistades d'esquerres acostumen a compartir més les tasques domèstiques amb la seva parella. Aquesta troballa està lligada a les expectatives respecte els rols de gènere. Com més sensible a les desigualtats de gènere i com menys favorable als rols tradicionals de les dones (així com la posició respecte la relació de la mare treballadora amb els seus fills/es i l'opinió sobre com d'auto-realitzador és el treball domèstic per la dona) més igualitàries trobem que són les càrregues de treball familiar. No obstant això, cal tenir en consideració que els marits amb actituds favorables al repartiment igualitari de les tasques domèstiques són també els més proclius a sentir-se pressionats i sobrestimar la seva pròpia contribució al treball familiar (Press i Townsley, 1998: 212).

## 8. Conclusions

Aquest article ha explorat el rol dels recursos individuals, els factors situacionals i el procés de socialització en el manteniment de les diferències de gènere en les actituds polítiques a la Catalunya actual. Ens interessava explicar per què els potencials efectes positius del reemplaçament generacional en la reducció del *gender gap* es podien veure interromputs en algun moment per aspectes lligats al cicle de vida, particularment aquells relacionats amb la distribució de poder i recursos entre els membres de la parella. El reemplaçament generacional ha eliminat el *gender gap* en la participació política convencional però aquesta diferència encara perdura en algunes formes de participació no convencional i particularment en aquelles actituds que faciliten la implicació política com són l'eficàcia política i l'interès per la política.

Contradint recerques prèvies, hem trobat que els factors estructurals i situacionals expliquen millor les diferències de gènere en l'interès per la política que les pròpies actituds polítiques. El nivell educatiu afecta més els homes que les dones, i són precisament aquestes últimes les que es troben més condicionades pels factors situacionals. Les dones continuen assumint encara la càrrega principal del treball domèstic no remunerat. Això redueix el seu temps disponible, i conseqüentment, la seva implicació en la política. L'exclusió de la cura del fills/es del nostre indicador de treball domèstic i cura fa que acabi sent una mesura a la baixa del total de temps dedicat a tasques domèstiques. Tot i així, ha demostrat ser una variable significativa en les anàlisis, la qual cosa ens porta a esperar un efecte real encara força més elevat de les tasques domèstiques no remunerades en l'interès per la política.

No és tant el fet de viure en parella en si mateix el que inhibeix la participació de les dones com la quantitat de temps dedicada a tasques domèstiques, la qual cosa assenyala la distribució de les tasques domèstiques en la parella com a causant de les diferències. Hem presentat un model ens permet predir que l'existència de diferències al si de la parella pel que fa al nivell d'ingressos, l'educació, la pràctica religiosa, i el suport als rols tradicionals de gènere produirà desigualtats en la distribució de les tasques domèstiques, especialment entre les cohorts de més edat.

Des d'aquest article, aprofitem per fer una crida als investigadors i investigadores perquè dissenyin enquestes amb l'objectiu d'estudiar les actituds polítiques incloent suficients factors situacionals, especialment aquells relacionats amb la distribució de poder i recursos entre els membres de la parella que fan que perduri la diferència de gènere en la implicació política.

## Referències

- AAPOR (2008). Standard Definitions. Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys, The American Association for Public Opinion Research.  
<[http://www.aapor.org/uploads/Standard\\_Definitions\\_07\\_08\\_Final.pdf](http://www.aapor.org/uploads/Standard_Definitions_07_08_Final.pdf)>
- Aliaga, C. (2006). How is the time of women and men distributed in Europe? Statistics in focus – Population and Social Conditions, 4/2006. Online. Available HTTP: <[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-NK-06-004/EN/KS-NK-06-004-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-NK-06-004/EN/KS-NK-06-004-EN.PDF)>.
- Allison, P. (1999). Comparing Logit and Probit Coefficients Across Groups, *Sociological Methods and Research*, 28, 186-208.
- Atkeson, L. R. (2003). Not All Cues Are Created Equal: The Conditional Impact of Female Candidates on Political Engagement, *The Journal of Politics*, 65, 1040–61.
- Baxter, J., Hewitt, B. i Haynes, M. (2008). Life Course Transitions and Housework: Marriage, Parenthood and Time on Housework, *Journal of Marriage and Family*, 70, 259–272.
- Bem, S. L. i Bem, D. J. (1970). Case Study of a Non-Conscious Ideology. In Bem, D. J., *Beliefs, Attitudes and Human Affairs*. Belmont: Brooks/Cole.
- Bennett, L. L. i Bennett, S. E. (1989). Enduring Gender Differences in Interest in Politics. The Impact of Socialization and Political Dispositions, *American Politics Quarterly*, 17, 105–22.
- Blumberg, R. L. i Coleman, M. T. (1989). A Theoretical Look at the Gender Balance of Power in the American Couple, *Journal of Family Issues*, 10, 225-250.
- Burns, N., Schlozman, K. L. i Verba, S. (2001). *The Private Roots of Public Life. Gènere, Equality, and Political Participation*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E. i Stokes, D. E. (1960). *The American Voter*. Nova York: John Wiley & Sons.
- Campbell, D. E. i Wolbrecht, C. (2006). See Jane Run: Dones Politicians as Role Models for Adolescents, *The Journal of Politics*, 68, 233–247.
- Cantijoch, M. i Tormos, R. (2005). La diferència de gènere. Anàlisi del comportament electoral de les dones a Catalunya, *Quaderns El Pensament i l'Acció* no. 18. Barcelona: Fundació Nous Horitzons.
- Carrasco, C. i Recio, A. A. (2001). Time, Work and Gender in Spain. *Time & Society*, 10, 277–301.
- Carroll, S. (1994). *Dones as Candidates in American Politics*. Bloomington: Indiana University Press.
- Cea d'Ancona, M. A. (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. REO núm. 520.
- Chicano, E. (2004). Conciliación de la vida personal, familiar y laboral. In *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, pp. 95–103.
- Childs, S. (2004). *New Labour's Women MPs: Women Representing Women*. Nova York: Routledge.
- Converse, P. E. (1970). Attitudes and Nonattitudes: Continuation of a Dialogue. In Tufte, E. R. ed. *The Quantitative Analysis of Social Problems*. Reading: Addison-Wesley.
- Dahlerup, D. ed. (2006). *Women, Quotas and Politics*. Londres: Routledge.

- Dalton, R. 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.
- Duverger, M. (1955). *The Political Role of Women*. Paris: UNESCO.
- Easton, D. i Dennis, J. (1967). The Child's Acquisition of Regime Norms: Political Efficacy, *American Political Science Review* 61, 25–38.
- European Social Survey (2006).
- European Commission (1998). *One Hundred Words for Equality: A Glossary of Terms on Equality Between Women and Men*. Brussel·les: DG Employment and Social Affairs.
- Ferrer, M., Medina, L. i Torcal, M. (2006). La participación política: factores explicativos. In Montero J. R., Font, J. i Torcal, M. eds., *Ciudadanos, asociaciones y participación en España*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Fox, R. L. i Lawless, J. L. (2004). Entering the Arena? Gender and the Decision to Run for Office, *American Journal of Political Science*, 48, 264–280.
- García Escribano, J. J. i Frutos, L. (1999). Mujeres, hombres y participación política. Buscio las diferencias, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 86, 307–329.
- Glenn, N. D. i Grimes, M. (1968). Aging, Voting, and Interest in Politics, *American Sociological Review*, 33, 563–575.
- Gray, A. (2005). The Changing Availability of Griparents as Carers and its Implications for Childcare Policy in the UK, *Journal of Social Policy*, 34: 557–77.
- Gundelach, P. (1995). Grass-Roots Activity. In Van Deth, J. W. i Scarbrough, E. eds., *The Impact of Values*. Nova York: Oxford University Press.
- Harrop, M. i Miller, W. L. (1987). *Elections and Voters*. Londres: MacMillan.
- High-Pippert, A. i Comer, J. (1998). Female Empowerment: The Influence of Women Representing Women, *Women and Politics*, 19, 53–66.
- Hooghe, M. (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, 1–23.
- Inglehart, R. i Norris, P. (2000). The Developmental Theory of the Gender Gap: Women's and men's Voting Behavior in Global Perspective, *International Political Science Review*, 21, 441–463.
- Inglehart, R. i Norris, P. (2003). *Rising Tide: Gender Equality and Cultural Change around the World*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Iversen, T. i Rosenbluth, F. (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, 1–19.
- Jennings, M. K. (1983). Gender Roles and Inequalities in Political Participation: Results from an Eight-Nation Study, *Western Political Quarterly*, 36, 364–385.
- Jennings, M. K. i Niemi, R. G. (1971). The Division of Political Labor between Mothers and Fathers, *American Political Science Review*, 65, 69–82.
- Jennings, M. K. i Niemi, R. G. (1981). *Generations and Politics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Justel, M. (1995). *La abstención electoral en España, 1977-1993*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Karp, Jeffrey A. i Brockington, D. (2005). Social Desirability and Response Validity: A Comparative Analysis of Over-Reporting Voter Turnout in Five Countries, *The Journal of Politics*, 67, 825–840.

- Key, V. O. Jr (1961). *Public Opinion and American Democracy*. Nova York: Knopf.
- Koch, J. (1997). Candidate Gender and Women's Psychological Engagement in Politics, *American Politics Quarterly*, 25, 118–134.
- Lazarsfeld, P. M., Berelson, B. i Gaudet, H. (1948). *The People's Choice: How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*. Nova York: Columbia University Press.
- Lipset, S. M. (1960). *Political Man: the Social Bases of Politics*. Garden City, NY: Doubleday.
- Lovenduski, J. i Norris, P. (1993). *Gender and Party Politics*. Thousand Oaks, California: Sage.
- Marshall, J., Thomas, M. i Gidengil, E. (2007). The Efficacy Enigma: Explaining the Gènere Gap in Internal Political Efficacy in Canada and the United States. Paper presentat al Annual Meeting of the Canadian Political Science Association, University of Saskatchewan, Saskatoon, maig 30-juny 1, 2007.
- Martín, I. (2004). *Significados y orígenes del interés por la política en dos nuevas democracias: España y Grecia*. Tesi doctoral. Madrid: Instituto Juan March.
- Martín, I. (2005). *Contending Explanations about Interest in Politics in Two New Democracies: Greece and Spain*. Paper preparat pel 2nd Hellenic Observatory PhD Symposium on Modern Greece, London School of Economics, juny 10, 2005.
- Moen, P., Robison, J. i Fields, V. (1994) *Women's Work and Caregiving Roles: A Life Course Approach*, *The Journal of Gerontology*, 49, 176–86.
- Morales, L. (1999). *Political Participation: Exploring the Gender Gap in Spain*, *South European Society and Politics*, 4, 223–247.
- Morán, M. L. i Benedicto, J. (1995). *La cultura política de los españoles*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Nie, N. H. i Andersen, K. (1974). *Mass Belief Systems Revisited: Political Change and Attitude Structure*, *Journal of Politics*, 36, 540-591.
- Niemi, R. G., Craig, S. C. i Mattei, F. (1991). *Measuring Internal Political Efficacy in the 1988 National Election Study*, *American Political Science Review*, 85, 1407-1413.
- Mutz, D., Sniderman, P. M i Brody, R. (1996). *Political Persuasion: The Birth of a Field of Study*. In Mutz, D., Sniderman, P. M. i Brody, R. *Political Persuasion and Attitude Change*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Norris, P. (1999). *A Gender-Generation Gap?* In Evans, G. i Norris, P. eds., *Critical Elections: Voters and Parties in Long-term Perspective*. Londres: Sage.
- Norris, P. i Franklin, M. (1997). *Social Representation*, *European Journal of Political Research*, 32, 185-210.
- Phillips, A. (1991). *Engendering democracy*. University Park: The Pennsylvania State University Press.
- Polavieja, J. (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, 199–213.
- Press, J. E. i Townsley, E. (1998). *Wives' and Husbands' Housework Reporting: Gender, Class and Social Desirability*, *Gender and Society*, 12, 188–218.
- Rao, N. (2005). *The Representation of Women in Local Politics*, *Policy and Politics*, 33, 323–39.
- Rapoport, R. B. (1985). *Like Mother, Like Daughter*, *Public Opinion Quarterly*, 49 198–208.
- Sapiro, V. (2004). *Not Your Parents' Political Socialization: Introduction for a New Generation*, *Annual Review of Political Science*, 7, 1–23.



- Schlozman, K. L., Burns, N. i Verba, S. (1994). Gender and Pathways to Participation: The Role of Resources, *The Journal of Politics*, 56, 963–990.
- Shelton, A. i Firestone, J. (1989). Household Labor Time and the Gender Gap in Earnings, *Gender and Politics*, 5, 105–12.
- Topf, R. (1995). Beyond Electoral Participation. In Klingemann, H. D. i Fuchs, D. eds., *Citizens and the State*. Nova York: Oxford University Press.
- Torcal, M. (1995). Actitudes políticas y participación política en España. Pautas de cambio y continuidad. Tesi doctoral. Universidad Autónoma de Madrid.
- Torns, T., Carrasquer, P., Parella, S. i Recio, C. (2007). Les dones i el treball a Catalunya: mites i certeses. Barcelona: Institut Català de les Dones.
- Treas, J. i Drobnic, S. eds. (2010). *Dividing the Domestic. Men, Women, and Domestic Tasks in Cross-National Perspective*. Stanford: Stanford University Press.
- Van Deth, J. W. (1990). Interest in Politics. In Jennings, M. K. i Van Deth, J. W. et al. eds. *Continuities in Political Action: A Longitudinal Study of Political Orientations in Three Western Democracies*. Berlín, Nova York: De Gruyter i Aldine.
- Van Deth, J. W. i Efff, M. (2000). Political Involvement and Apathy in Europe 1973-1998, Working Paper 33: MZES.
- Verba, S. i Nie, N. H. (1972). *Participation in America: Political Democracy and Social Equality*. Nova York: Harper & Row.
- Verba, S., Nie, N. H. i Kim, J. (1980). *Participation and Political Equality: A Seven Nation Comparison*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Verba, S., Schlozman, K. L. i Brady, H. E. (1995). *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Verba, S., Burns, N. i Schlozman, K. L. (1997). Knowing and Caring about Politics: Gender and Political Engagement, *The Journal of Politics*, 59, 1051–1072.
- Verge, T. (2006). Mujer y partidos políticos en España: las estrategias de los partidos y su impacto institucional, 1978-2004, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 115, 165–196.
- Verge, T. (2009). Dones a les institucions polítiques catalanes: El llarg camí cap a la igualtat (1977-2008). Barcelona: Institut de Ciències Polítiques i Socials.
- Verge, T. (2010). Gendering Representation in Spain: Opportunities and Limits of Gender Quotas, *Journal of Women Politics and Policy*, 31, 166-190..
- Voicu, M., Voicu, B. i Strapcova, K. (2009). Housework and Gender Inequality in European Countries, *European Sociological Review*, 25, 365–77.
- Welch, S. (1977). Women as Political Animals? A Test of Some Explanations for Male-Female Political Participation Differences, *American Journal of Political Science*, 21, 711-730.
- West, C. i Zimmerman, D. H. (1987). Doing Gender, *Gender and Society*, 1, 125–151.
- Williams, R. (2009). Using Heterogeneous Choice Models To Compare Logit and Probit Coefficients Across Groups, *Sociological Methods and Research*, 37, 531-559.
- Young, I. M. (2000). *Inclusion and Democracy*. Oxford: Oxford University Press.
- Zaller, J. (1992). *The Nature and Origins of Mass Opinion*. Cambridge: Cambridge University Press.



Zaller, J. i Feldman, S. (1992). A Simple Theory of the Survey Response: Answering Questions versus Revealing Preferences, *American Journal of Political Science*, 36, 579–616.





# **La persistencia de las diferencias de genero en las actitudes políticas**

**Raül Tormos**  
**Tània Verge**



**Centre  
d'Estudis  
d'Opinió**



**Generalitat  
de Catalunya**

## Continguts

1. Introducció .....	7
2. Revisió de la literatura .....	9
3. Dats i mètodes .....	11
4. Anàlisi exploratori: Gènere i fonaments privats de la acció política .....	13
5. La diferència de gènere en el interès per la política .....	19
7. Treball domèstic i igualtat de gènere .....	26
8. Conclusions .....	28
Referències.....	29



**Resumen:** Este artículo explora el rol de los recursos individuales, los factores situacionales, las variables actitudinales, 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 las razones que explican por qué el efecto potencial del reemplazo generacional en la reducción del gender gap se puede ver interrumpido por aspectos del ciclo vital, particularmente aquéllos relacionados con el balance de poder y recursos en el seno de la pareja. A pesar del incremento en el acceso de la mujer al mercado de trabajo y la progresiva equiparación en el nivel educativo de hombres y mujeres, la división sexual del trabajo doméstico impone un constreñimiento duradero a través del ciclo de vida de las mujeres que limita su implicación política y mantiene, en gran medida, la diferencia de género en el interés por la política.

Palabras clave: Diferencia de género, participación política, actitudes políticas, economía política doméstica.

**Resum:** Aquest article explora el rol dels recursos individuals, els factors situacionals, les variables actitudinals, i el procés de socialització en la persistència de les diferències de gènere en les actituds polítiques, principalment en l'interès per la política. Prestem especial atenció a les raons que expliquen per què l'efecte potencial del reemplaçament generacional en la reducció del gender gap es pot veure interromput per aspectes del cicle vital, particularment aquells relacionats amb el balanç de poder i recursos en el si de la parella. Malgrat l'increment en l'accés de la dona al mercat de treball i la progressiva equiparació en el nivell educatiu d'homes i dones, la divisió sexual del treball domèstic imposa un constrenyiment durador a través del cicle de vida de les dones que limita la seva implicació política i manté, en gran mesura, la diferència de gènere en l'interès per la política.

Paraules clau: Diferència de gènere, participació política, actituds polítiques, economia política domèstica.

**Abstract:** This article explores the role of individual resources, situational factors, attitudinal variables, and the socialization process in the persistence of a gender gap in political dispositions, principally in political interest. We pay especial attention to the reasons explaining why the potential effect of cohort replacement on the reduction of the gender gap may be interrupted by life-cycle aspects, particularly those related to the power and resources balance within the couple. Despite of increased access of women to the labor market and progressive matching between men's and women's educational attainment, the sexual division of household labor imposes an enduring constrain throughout women's life-cycle that limits their political engagement and sustains to a great extent the gender gap in political interest.

Key words: Gender gap, political participation, political dispositions, domestic political economy.



## 1. Introducció

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 de los niveles educativos de hombres y mujeres y a la renovación generacional correspondiente. No obstante, a pesar de la envergadura de los cambios, el gap de género todavía persiste y tan sólo decrece 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 cual las conduce a una menor implicación. 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 plena 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 en comparación con la socialización de los hombres (véase Burns et al. 2001 para una revisión exhaustiva de la literatura).

El objetivo de esta investigación es explicar la persistencia de las diferencias de género (gender gap) en las actitudes políticas refinando las explicaciones previamente presentadas. Aunque el artículo examina diferentes modalidades de participación y de actitudes políticas, se concentra principalmente en el interés por la política.

El interés por la política se puede definir como un aspecto general más que particular de la política (Martín, 2005). Desde el punto de vista normativo, el interés por la política se considera a menudo un pre-requisito importante de la política democrática. De hecho, el interés por la política constituye un indicador de la implicación política global de los ciudadanos y ciudadanas. 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 (Verba et al., 1980; Dalton, 1988). 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 a través de la participación (Lazarsfeld et al., 1944; Converse, 1970; Nie y Andersen, 1974; Van Deth y Elff, 2000; Van Deth, 1990; Martín, 2004). Además, el interés por la política también hace que los ciudadanos y ciudadanas tengan más capacidad de hacer rendir cuentas a los representantes (Converse, 1962; Mutz et al., 1996). Finalmente, el interés por la política incluso se considera una variable más determinante para la participación política que la eficacia y la confianza políticas<sup>1</sup> (Verba et al., 1995; Norris, 1999).

---

<sup>1</sup> Sin embargo, esta relación no es tan simple ni directa como podría parecer. Existe un debate respecto de la dirección de la causalidad, su fuerza y la relación entre el interés por la política y los diferentes tipos de participación (véase Martín 2004 para una discusión más amplia).

Utilizando una encuesta que contiene diversos issues relacionados con el género, nos planteamos evaluar la validez de las tres principales aproximaciones que buscan explicar el gender gap en el interés por la política. Sostenemos que, aunque los cambios producidos en los estilos de vida y en las pautas culturales han afectado tanto a las generaciones mayores de mujeres como a las más jóvenes, las diferencias de género en la implicación política se han quedado al margen del cambio generacional debido a la naturaleza de la división del trabajo doméstico. Aunque se esperaría que las diferencias de género fueran menores entre las generaciones más jóvenes, las mujeres siguen asumiendo mayoritariamente el trabajo doméstico no remunerado y esta carga no deja de aumentar a lo largo de todo su ciclo vital. Esta realidad reduce el tiempo libre disponible de las mujeres y, consecuentemente, afecta negativamente a su potencial interés por la política e implicación. Dicho de otra manera, sostenemos que la división sexual del trabajo remunerado y no remunerado impide que el cambio generacional produzca efectos significativos porque el ciclo vital de las mujeres impone limitaciones muy fuertes a las mujeres de todas las cohortes.

El análisis se concentra en el caso catalán y por extensión en el español, un Estado donde tradicionalmente se han observado unas diferencias de género muy importantes tanto en las actitudes políticas, el comportamiento electoral, como en la participación en las organizaciones políticas y sociales (Cantijoch y Tormos, 2005; García-Escribano y Frutos, 1999; Morán y Benedicto, 1995; Justel, 1995; Morales, 1999). Los resultados obtenidos en este estudio se pueden también extrapolar a otros países, especialmente aquéllos que presentan una distribución de las tareas domésticas menos igualitaria.

El resto del artículo se estructura de la siguiente manera. La segunda sección presenta una revisión de la literatura sobre el tema que nos ocupa. La tercera describe los datos y la metodología utilizados. La cuarta explora las diferencias de género en la cultura política y en la participación política y reflexiona sobre los fundamentos privados de la implicación política. La quinta sección evalúa qué combinación de los factores estructurales, situacionales, de socialización y de disposiciones políticas explican mejor la persistencia del gender gap en el interés por la política. La siguiente sección se concentra en las causas de la (des)igual distribución de las tareas domésticas en el seno de la pareja. La sección final resume los principales resultados y concluye.

## 2. Revisión de la literatura

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 los 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 responsabilidad y poder, hecho que hace que tengan más capacidad de influencia sobre el sistema político (van Deth y Elff, 2000). 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 (Scholzman 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 el hecho de que no pueden participar más que no quieren 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 (West y Zimmerman, 1987: 127; Treas y Drobnic, 2010). 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 interior de la familia (Scholzman 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). Esto, simultáneamente, reduce los recursos disponibles de las mujeres. Es decir, "las habilidades valiosas en el mercado laboral 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 (Rapoport, 1985; Jennings y Niemi, 1971; Jennings, 1983; 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 sólo que se interesen menos por la

política sino que se vean a ellas mismas como menos cualificadas para presentarse como candidatas a cargos públicos (Fox y Lawless, 2004). Asimismo, ciertas lecciones implícitas, como que la mayoría de personalidades políticas relevantes sean masculinas, priva a las mujeres de modelos de referencia femeninos, contribuyendo también a consolidar diferencias de género en la implicación política en la vida adulta (Verba et al., 1997: 1064; Young, 2000; Campbell y Worlbrecht, 2006; Dahlerup, 2006). Ahora bien, algunos estudios han comprobado que la elección de más mujeres políticas ha generado cambios de actitudes en el electorado. La inclusión de más mujeres en las instituciones transmite una importante señal a las ciudadanas que las conduce a implicarse más o, en todo caso, a sentirse más eficaces políticamente (Childs, 2004; High-Pippert y Comer, 1998). Por lo tanto, la presencia de mujeres en las instituciones puede ayudar a romper la tradicional asociación 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. De esta manera, el gender gap es el resultado de la interacción de diferentes elementos, ninguno de los cuales, por sí mismo, puede considerarse el factor más relevante por excelencia (Burns et al., 2001).

### 3. Datos y métodos

Nuestro análisis se basa en una encuesta presencial realizada en febrero de 2009 por el Centre d'Estudis d'Opinió de la Generalitat de Catalunya (CEO)<sup>2</sup>. 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 es del  $\pm 2,59$  por ciento, para un intervalo de confianza del 95 por ciento ( $p=q=0,5$ ).

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 una encuesta que trataba de temas relacionados con la familia y el trabajo.

La encuesta incluye variables socioeconómicas, situacionales y actitudinales, y también algunas variables aproximativas (proxy) para captar los efectos de la socialización. Esta combinación hace de la encuesta un instrumento poderoso para identificar el efecto de cada una de las tres principales explicaciones sobre las diferencias de género. En cuanto a los factores situacionales, el análisis realizado suplementa otros estudios en la materia ya que incluye una variable que normalmente está ausente de las encuestas sobre actitudes políticas: la división de las tareas domésticas, medida por el número de horas semanales que las personas entrevistadas le dedican junto con las responsabilidades de cuidado, excluyendo el cuidado de niños/as. Esta exclusión inevitablemente subestima el trabajo total no remunerado realizado por las mujeres, por lo tanto, debe tomarse como una medida conservadora. Aunque es razonable sospechar que los recuentos de horas dedicadas a estas actividades puedan estar inflados (Iversen y Rosenbluth, 2006: 7), esta tendencia afecta más a los hombres que 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).

Después de examinar la frecuencia de la participación de las mujeres y hombres en varias formas de implicación política y explorar las diferencias en las actitudes políticas expresadas por hombres y mujeres, hemos hecho una regresión donde la variable dependiente es el interés por la política, el foco de atención principal de esta investigación, y las variables independientes incluyen aspectos relevantes de las tres principales explicaciones sobre el gender gap así como otras actitudes políticas. Como la variable interés por la política presenta una distribución ordinal, se ha utilizado la regresión logística.

---

<sup>2</sup> Estudio número 520 (2009). La tasa de respuesta ajustada fue de 50,3%, utilizando el método de la AAPOR (2008) para el cálculo de la distribución de respuestas: completo/elegible + elegible estimado entre una muestra de elegibles desconocidos.

En primer lugar, hemos elaborado seis modelos sucesivos que alternativamente incluyen y excluyen variables de cada explicación con el objetivo de detectar cuándo el sexo deja de ser una variable significativa. En segundo lugar, hemos comprobado si alguno de los coeficientes del modelo completo difiere según el sexo, es decir, examinamos si las variables explicativas afectan a hombres y mujeres de manera diferente. Con el fin de comprobarlo, hemos hecho dos regresiones separadas por hombres y mujeres y hemos comparado las diferencias en los coeficientes a través de pruebas de Chi-cuadrado. Sin embargo, la comparación de coeficientes logísticos entre grupos de casos puede ocasionar potenciales problemas de interpretación debido a la varianza residual (Allison, 1999). Las diferencias en el grado de varianza residual entre grupos pueden producir diferencias aparentes en los coeficientes de la pendiente que no son indicativos de diferencias reales. Siguiendo a Williams (2009), hemos aplicado modelos de elección heterogénea para controlar la heterogeneidad no observada de cada grupo (hombres y mujeres) y hemos puesto a prueba los efectos interactivos del género.

Finalmente, como las tareas domésticas resultan ser una variable significativa para predecir el interés por la política, se ha hecho una regresión con esta variable como dependiente sobre un conjunto de variables que pueden explicar qué condiciones contribuyen a determinar la distribución de las tareas domésticas en el interior de la pareja. Este análisis se ha llevado a cabo sobre una muestra restringida de entrevistados que conviven con sus parejas, con independencia del estado civil, integrada por mujeres y hombres que actualmente trabajan fuera de casa.

## 4. Análisis exploratorio: Género y fundamentos privados de la acción política

Las diferencias de género en la participación política se han reducido en los países occidentales en las últimas décadas. Existe sólo una pequeña diferencia de género en el activismo político pero ésta resulta negligible en la participación electoral (Topf, 1995; Schlozman et al., 1994; Verba et al., 1997). El gender gap es ligeramente mayor, a pesar de que decreciente, en la participación no convencional (Gundelach, 1995; Herrero et al., 2006). La tabla 1 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 - 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 al denunciar problemas a los medios de comunicación - preferido por los hombres. En cambio, las diferencias de género se han desvanecido en otras actividades como firmar una petición, participar en manifestaciones o en huelgas.

**Tabla 1. Participación política**

	Hombres (%)	Mujeres (%)	
<i>Participación en organizaciones y movimientos sociales</i>	10,6	8,7	n.s.
<i>Participación convencional</i>			
Ha votado (elecciones al Parlament de Catalunya 2006) <sup>a</sup>	70,4	71,3	n.s.
Ha asistido a mítines políticos	1,9	1,1	n.s.
<i>Participación no convencional</i>			
Ha firmado una petición	4,4	4,7	n.s.
Ha participado en manifestaciones	2,5	2,2	n.s.
Ha participado en huelgas	0,8	0,7	n.s.
Se ha dirigido a los medios de comunicación para denunciar un problema	1,3	0,4	*
Ha comprado/dejado de comprar ciertos productos por motivos políticos, éticos o medioambientales	6,4	8,8	*
	N=755	N=727	

Significación: \*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10.

n.s.: No significativo.

<sup>a</sup> La participación real fue en realidad más baja (56 por ciento), pero es sabido que las personas encuestadas a menudo dan respuestas diferentes a las reales por razones relacionadas con la deseabilidad social percibida. Véase, entre otros, Karp y Brockington (2005), y Zaller y Feldman (1992).

Cuando nos centramos en las actitudes políticas observamos que las diferencias de género todavía perviven. La tabla 2 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 sobre los asuntos públicos y la confianza en la receptividad de los representantes a las demandas de la ciudadanía.

**Tabla 2. Actitudes políticas: eficacia política e interés por la política**

	Hombres (%)	Mujeres (%)	
<i>Eficacia interna</i>	58,6	48,6	***
<i>Eficacia externa</i>	50,3	45,5	*
<i>Interés por la política</i>	28,5	22,6	**
	N=755	N=727	

Significación: \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \* $p < 0,10$ .

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 las vidas de las mujeres en las últimas décadas. Podemos observar que hay una diferencia de diez puntos porcentuales entre la eficacia interna manifestada por hombres y mujeres (ver la tabla 2). 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 el quehacer de los políticos. La diferencia entre mujeres y hombres también es significativa en el interés por la política. En general, las mujeres están menos motivadas y se preocupan menos por la política que los hombres.

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

La tabla 3 tiene en cuenta las potenciales diferencias de edad o de generación en la participación no convencional, en el voto, en la eficacia política y en el interés por la política. No se aprecian diferencias significativas que indiquen un efecto de generación o de ciclo de vida en las dos primeras variables. El hecho de que la muestra incluya sólo hombres y mujeres de menos de 65 años, puede explicar por qué no se detectan efectos evidentes de la edad en la participación no convencional o de



ciclo vital en el voto, como investigaciones previas han demostrado para el caso español (Morales, 1999). La única variable en que se observan diferencias significativas relacionadas con la edad, ya sea generación o ciclo vital, son la eficacia política interna y el interés por la política. Con respecto a la eficacia interna, el gender gap se manifiesta en las tres cohortes y es particularmente elevado en el grupo de 50 a 65 años. Esta cohorte es también la única que presenta diferencias estadísticamente significativas en la eficacia política externa - una variable en la que no acostumbran a encontrarse diferencias de género (Marshall et al., 2007). Cuánto más joven es la cohorte, menos interés muestra por la política, como han puesto en evidencia otros estudios (ver a Glenn y Grimes, 1968; Harrop y Miller, 1987). No obstante, el escaso interés por la política se distribuye de manera parecida en los hombres y las mujeres jóvenes de entre 18 y 34 años. Por contra, las cohortes mayores presentan diferencias estadísticamente significativas, los hombres mostrando más interés que las mujeres.

**Tabla 3. Diferencia de género generacional en la vinculación política**

Edad (años) (Cohorte) <sup>a</sup>		50-65 (1961-76)	35-49 (1977-91)	18-34 (1992-08)
Participación política no convencional <sup>b</sup>	<i>T-test</i> ( <i>F</i> de <i>Levene</i> )	5,061 (p>0,10)	1,622 (p>0,10)	2,628 (p>0,10)
Votar (Parlamento de Catalunya 2006)	$\chi^2$ (df=1)	0,177 (p>0,10)	0,101 (p>0,10)	0,001 (p>0,10)
Eficacia política interna	$\chi^2$ (df=1)	9,083 (p<0,01)	3,001 (p<0,05)	4,506 (p<0,05)
Eficacia política externa	$\chi^2$ (df=1)	3,198 (p<0,05)	0,283 (p>0,10)	0,912 (p>0,10)
Interés por la política	$\chi^2$ (df=3)	18,809 (p<0,01)	6,618 (p<0,10)	1,749 (p>0,10)

<sup>a</sup> Momento en el que los miembros del grupo cumplen 18 años.

<sup>b</sup> Se ha creado un índice para las siguientes actividades participativas no convencionales: Ha signado una petición, ha participado en manifestaciones, ha participado en una vaga, ha comprado/dejado de comprar ciertos productos por motivos políticos, éticos, o mediambientales, y se ha dirigido a los medios de comunicación para denunciar un problema.

El lugar que las mujeres ocupan en la familia y el sector productivo, la denominada división sexual del trabajo, produce graves limitaciones para su participación en organizaciones políticas e instituciones públicas, e incluso afecta a su implicación política. 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 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 son socializadas para la vida privada y sus valores, donde la religión ha desarrollado tradicionalmente un papel predominante (Torns et al., 2007: 23). La influencia de la religión y del conservadurismo se extiende al voto, votando tradicionalmente las mujeres por partidos de derechas en una proporción más elevada que los hombres (Duverger, 1955; Lipset, 1960). En las últimas

décadas, sin embargo, se ha invertido esta tendencia, votando las mujeres en una mayor medida que los hombres por partidos de izquierdas, en particular las mujeres que pertenecen a las generaciones más jóvenes, instalando así un "gender gap moderno"<sup>3</sup> (Norris, 1999; Inglehart y Norris, 2000) . Es precisamente el hecho de que los partidos de izquierdas acostumbren 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).

La economía política doméstica de la familia se traduce en un poder diferenciado de hombres y mujeres tanto dentro como fuera del hogar, por ejemplo, mercado laboral y política (Blumberg y Coleman, 1989). Esta situación ha sido definida por Burns et al. (2001) como los fundamentos privados de la acción política (private roots of public action). La participación política se encuentra imbricada en la vida privada y las instituciones sociales como la familia, la escuela, el puesto de trabajo, las asociaciones voluntarias y la Iglesia juegan un papel muy importante a la hora de generar desigualdades.

Aunque la familia patriarcal tradicional ha sido sustituida por otros modelos de familia, los hombres han mantenido sus roles y las mujeres, que actualmente forman parte del mercado laboral, no han perdido su responsabilidad sobre las tareas domésticas y las actividades de cuidado sino que han asumido una doble carga de trabajo (Carrasco y Recio, 2001: 278; Phillips, 1991). Aunque varias 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 distribuyen de manera equitativa (véase Cea D'Ancona, 2007: 208), las mujeres siguen llevando a cabo la gran mayoría de los trabajos del hogar y el cuidado de los familiares (niños/as y gente mayor).

En definitiva, los cambios culturales y actitudinales experimentados por las mujeres no han tenido su equivalente en los hombres. Eso reduce el tiempo disponible de las mujeres y, por lo tanto, su participación en la vida pública se ve limitada. Como señalan Schlozman et al. (1994: 974): "El tiempo libre varía, no con el género, sino con determinadas circunstancias vitales como trabajar a tiempo completo o tener hijos preescolares en casa. No obstante, estas circunstancias vitales no afectan, en general, de la misma manera al tiempo disponible de mujeres y hombres" (traducción de los autores). Verge (2009: 58) muestra que las organizaciones juveniles afiliadas a partidos políticos presentan una composición equilibrada por sexos de su militancia. Pero cuando los afiliados y afiliadas 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 son prácticamente iguales, en el grupo de 26 a 40 años la presencia de mujeres decrece dramáticamente. No resulta sorprendente que en este período en el ciclo vital de las mujeres coincidan la maternidad, la plena incorporación al mercado laboral y el incremento en las responsabilidades familiares derivadas del cuidado de hijos/as y de personas mayores, una carga familiar que demasiado a menudo se distribuye de manera muy poco igualitaria entre hombres y mujeres.

---

<sup>3</sup> También hemos encontrado evidencias de una "diferencia de género moderna" en la encuesta que analizamos.

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 sólo un 7,1 por ciento de los hombres afronta esta situación; el 40 por ciento de las mujeres que trabajan fuera de casa también son las únicas responsables del cuidado de los hijos e hijas menores de 12 años (los hombres lo son en el 3,1 por ciento de los casos). Finalmente, el 42 por ciento de las mujeres asalariadas cuidan de las personas mayores sin ninguna otra ayuda y sólo el 9,8 por ciento comparte esta responsabilidad con su pareja (Chicano, 2004: 102-103). Un estudio publicado por Eurostat en el 2006 con datos obtenidos de diarios del tiempo evidenciaba que, de los quince países europeos analizados, en España las diferencias de género en el tiempo dedicado a las tareas domésticas eran de las más elevadas, dedicando las mujeres el triple de tiempo que los hombres (Aliaga, 2006: 8). De esta manera, no es extraño que sólo el 66 por ciento de las mujeres españolas declaren estar satisfechas con la división del trabajo doméstico, comparado con el 85 por ciento de los hombres<sup>4</sup>.

Las responsabilidades familiares son uno de los factores más relevantes que limitan la oferta de mujeres candidatas para cargos públicos (Lovenduski y Norris, 1993; Rao, 2005; Norris y Franklin, 1997: 227-28). Por ejemplo, en el periodo legislativo 2004/08, el 83 por ciento de los diputados al Congreso estaban casados mientras que sólo lo estaban el 59 por ciento de las diputadas. Los ocho ministros del primer gobierno paritario del PSOE formado en el 2004 sumaban 22 hijos e hijas; las ocho ministras sólo cinco (Verge, 2006: 190). Este factor de oferta también se aprecia en el nivel local, el ámbito que constituye un entrenamiento importante para las mujeres en su carrera política ascendente (Carroll, 1994). La presencia de mujeres concejales es más alta cuando son jóvenes y la carga familiar es más ligera: mientras que el 40 por ciento de las concejales no están casadas sólo el 20 por ciento de los concejales tiene este estatus civil. En la misma línea, mientras que el 52,7 por ciento de los concejales tiene dos o más hijos/as sólo el 40,6 por ciento de las concejales tienen una familia de este tamaño (Verge, 2010).

En la encuesta preguntábamos por el número de horas semanales que las personas entrevistadas dedican a las tareas domésticas y de cuidados (con la excepción de los niños). Las entrevistadas declararon dedicar 19,3 horas a la semana mientras que los hombres afirmaron dedicar 10,8 horas<sup>5</sup>. El ciclo de vida no parece que afecte por igual a las mujeres y los hombres. Con respecto a los hombres, la tabla 4 muestra que la cohorte entre 35 y 49 años dedica más horas a las tareas domésticas que la generación más joven pero los hombres entre 50 y 65 dedican menos que los que tienen de 35 a 49. En cambio, las mujeres experimentan un crecimiento constante en el número de horas dedicadas a las tareas domésticas a lo largo de su vida. La cohorte entre 50 y 65 años dedica la proporción más alta de tiempo (24,32 horas, comparado con las 19,66 horas en la cohorte de 35 a 49 años y las 15,16 horas del grupo entre 18 y 34 años). Aunque es probable que las parejas de cohortes mayores presenten una distribución de las tareas domésticas menos igualitaria, hecho que

---

<sup>4</sup> El nivel de satisfacción de las mujeres se encuentra por debajo de la media europea. Véase *First European Quality of Life Survey: Time use and work-life options over the life course*. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Dublín, 2007, página 62.

<sup>5</sup> Estas variables no son tan precisas como para calcular la distribución de las tareas domésticas como los diarios del tiempo sin embargo, aun así, pueden ser útiles como una medida aproximada (ver a Iversen y Rosenbluth, 2006).

sostendría la explicación generacional, el papel de las abuelas maternas como proveedoras de servicios de cuidado para sus nietos y nietas se ha incrementado en las últimas décadas (Gray, 2005). Además, las mujeres normalmente ejercen el cuidado de algún pariente de edad avanzada o dependiente. La edad en que se acumula más tiempo dedicado a estas tareas de cuidado se concentra en las mujeres en torno a los 50 años, independientemente de si trabajan o no fuera de casa. La provisión de servicios de cuidado no remunerados se va extendiendo a todas las mujeres a medida que se hacen grandes en todas las cohortes. Una de cada cuatro mujeres asume tareas de este tipo en algún momento entre los 35 y los 44 años y uno de cada tres lo hace entre los 55 y los 64 años (Moen et al., 1994). Este hecho da, en términos generales, soporte a la explicación de ciclo vital.

**Tabla 4. Horas semanales dedicadas a las tareas domésticas**

Edad (años) (Cohorte) <sup>a</sup>	50-65 (1961-76)		35-49 (1977-91)		18-34 (1992-08)		Todas las muestras	
	H	M	H	M	H	M	H	M
Media	11,48	24,32	11,99	19,66	9,30	15,16	10,84	19,28
D.E.	10,79	13,34	8,58	11,73	8,12	10,91	9,11	12,45
Observaciones	189	197	271	251	279	264	739	713

<sup>a</sup> Momento en que los miembros del grupo cumplen 18 años.

H = Hombre; M = Mujer.

D.E. Desviación estándar.

## 5. La diferencia de género en el interés por la política

Siguiendo estudios previos, hemos definido cuatro grupos de predictores potenciales de las diferencias en el interés por la política: los recursos socioeconómicos individuales, los factores situacionales, los indicadores de socialización y las disposiciones políticas.

La tabla 5 presenta diversas regresiones logísticas ordinales con el interés por la política como variable dependiente y un conjunto variables que miden los recursos socioeconómicos de las personas entrevistadas: sexo, edad, nivel educativo<sup>6</sup> y clase social subjetiva<sup>7</sup>; factores situacionales: vivir en pareja, tener hijos/as menores de 12 años, participación en el mercado laboral (actual y pasada), número de horas semanales dedicadas a tareas del hogar y de cuidado (excluyendo a los niños); procesos de socialización: práctica religiosa (ser católico/a practicante), vivir en una ciudad donde gobierna una alcaldesa (de acuerdo con los resultados de las elecciones locales de 2007), y tener una madre que fue o es todavía ama de casa, utilizado como una aproximación (proxy) de la socialización familiar. En las variables referidas a las disposiciones políticas incluimos la eficacia política interna y externa<sup>8</sup> y la autoubicación en la escala ideológica izquierda-derecha (1-10). Hemos seguido un procedimiento de regresión por pasos con el fin de apreciar mejor las relaciones causales que se encuentran detrás de las variables incluidas en el modelo.

El modelo 1 contiene exclusivamente los recursos socioeconómicos como variables predictivas del interés por la política. El sexo mantiene su coeficiente negativo y significativo, implicando que las mujeres tienen menos interés por la política que los hombres. Por lo tanto, podemos asumir que la diferente distribución de recursos entre sexos no es suficiente para explicar el gender gap en el interés por la política. Respecto del resto de la regresión, la posesión de más recursos implica en todos los casos un aumento en la log-odds de tener un interés por la política más elevado, en línea con la investigación previa en la materia. La clase social subjetiva de los encuestados y encuestadas y, particularmente, el nivel educativo tienen un impacto positivo y significativo en el interés por la política.

La edad también está relacionada con el interés por la política. Cada incremento de un año en la edad del encuestado comporta que la log-odds ordinal de tener más interés por la política aumente en 0,011, manteniendo constantes el resto de variables. La edad está vinculada al interés por la política por medio de los efectos del ciclo vital o la generación, o a través de la acumulación de experiencia (van Deth y Elff, 2000). La explicación basada en el ciclo de vida predice que el interés por la política

---

<sup>6</sup> La edad y el nivel educativo se han dejado en su forma original como variables de intervalo y ordinal respectivamente, dado que en exploraciones previas hemos confirmado que las dos tienen una relación lineal monotónica con el interés por la política.

<sup>7</sup> Los encuestados tenían que autoubicarse en un listado de posiciones de clase: clase baja, media-baja, media, media-alta y alta.

<sup>8</sup> El enunciado exacto 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 "Bastante en desacuerdo", 2 "Bastante de acuerdo"), y para la eficacia externa "La gente de la calle puede influir en lo que hacen los políticos" (1 "Bastante en desacuerdo", 2 "Bastante de acuerdo"). Véase Bennett y Bennett (1989: 112) así como Key (1961: 546) para una discusión sobre si la eficacia política tiene que ser conceptualizada como causalmente previa al interés por la política.

será más alto en las etapas medias de la vida<sup>9</sup>. 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 una lineal. Cuando la gente se hace mayor, tiende a acumular más recursos, siendo la experiencia uno de ellos (van Deth y Elff, 2000, Glenn y Grimes, 1968; Rosenstone y Hansen, 1993). 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 de la muestra del colectivo de personas más mayores de 65 años no nos permite concluir que la linealidad hubiera persistido de haberlo incluido.

En el siguiente paso (modelo 2) añadimos el conjunto de factores situacionales, obteniendo como resultado que el impacto estadístico del sexo desaparece. Para confirmar que los factores situacionales son capaces de eliminar por ellos mismos el efecto del sexo en el interés por la política, presentamos también los modelos 3 y 4. Con estos modelos queremos comprobar si los factores de socialización o los actitudinales por ellos mismos -controlando por los recursos socioeconómicos- son también responsables del impacto del sexo en la variable dependiente. Aparte de una ligera reducción del coeficiente del sexo cuando las variables actitudinales son introducidas, el sexo continúa siendo en los dos casos un predictor estadísticamente significativo del interés por la política, mientras que el impacto de los otros recursos socioeconómicos se mantiene relativamente estable. Por lo tanto, podemos concluir que los factores situacionales son cruciales a la hora de explicar los efectos del sexo en el modelo 1. ¿Cómo se ve afectado el interés por la política por las variables situacionales? Vivir en pareja aumenta significativamente la log-odds ordinal de tener un interés por la política más alto en 0,509, un coeficiente similar al de la participación en el mercado laboral (0,521). Por contra, el número de horas dedicadas a tareas del hogar y cuidado de los otros reducen significativamente el interés por la política de las personas entrevistadas. Finalmente, tener hijos/as menores de 12 años no tiene un efecto significativo en la variable dependiente, aunque se comporta en la dirección esperada: reduce el interés por la política debido al tiempo de los padres y madres que consumen los hijos e hijas.

En el modelo 5 introducimos el conjunto de variables relacionadas con el proceso de socialización, añadiéndolas a los efectos de los factores situacionales y los recursos socioeconómicos. Este paso no modifica sustancialmente el impacto de las variables ya incluidas en el modelo 2. 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 sólo tiene un ligero efecto negativo y significativo en el interés por la política.

---

<sup>9</sup> La gente joven tiene más distracciones que los desvían de la política, mientras que la gente más mayor experimenta una creciente desconexión respecto de los temas relevantes para la sociedad.

El modelo final (6) incluye el grupo de actitudes políticas estrechamente relacionadas con el interés por la política. La pseudo R-cuadrado aumenta considerablemente, pero el nivel de significación y la dirección de los coeficientes del resto de variables del modelo permanecen prácticamente inalteradas. Como era de esperar, la eficacia política interna está positivamente 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 te. al., 1995; Torcal, 1995). El efecto de la eficacia externa es también positivo pero menos intenso. La ideología izquierda-derecha también tiene un efecto significativo: aquellas personas que se autoubican a la izquierda son más proclives a expresar niveles más altos de 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 obtenidos cuando incorporamos estos bloques en el modelo son los más altos y al mismo tiempo similares entre ellos. Los factores situacionales ocupan la tercera posición con respecto a poder explicativo, y las variables de socialización la última.

Con el objetivo de saber si las variables de nuestro modelo explicativo del interés por la política afectan a los hombres y las mujeres de forma diferente y de identificar posibles interacciones entre el sexo y las otras variables, hemos procedido siguiendo una doble estrategia. Primero, hemos efectuado dos regresiones logísticas ordinales separadas -una por cada sub-muestra de hombres y mujeres- y después hemos aplicado un modelo de elección heterogénea para toda la muestra y hemos verificado si alguno de los coeficientes difiere por motivos de género, al tiempo que controlábamos por una potencial heteroscedasticidad en esta variable de agrupación.

La tabla 6 muestra los resultados de dos regresiones hechas por separado en las sub-muestras de hombres y de mujeres. Podríamos estar tentados de comentar directamente las diferencias entre los coeficientes, pero debemos prestar atención sólo a aquéllas que son estadísticamente significativas. La última columna de la tabla 6 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 de personas. Contradiendo los resultados de Bennett y Bennett (1989), no encontramos evidencias empíricas que sostengan que las actitudes políticas son un predictor más importante que los recursos socioeconómicos o los factores situacionales.

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 de lo que lo hace en el segundo. Por otra parte, el número de horas dedicadas a tareas domésticas y de cuidado de los otros pierde impacto entre los hombres, mientras en el caso de las mujeres tiene un claro efecto negativo y reductor del interés por la política.

Tabla 5. Regresión logística ordinal para predecir el interés por la política

		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Recursos socioeconómicos	Sexo	-0,307*** (0,101)	-0,159 (0,114)	-0,299*** (0,102)	-0,244** (0,110)	-0,153 (0,115)	-0,140 (0,124)
	Nivel educativo	0,363*** (0,048)	0,328*** (0,050)	0,368*** (0,049)	0,387*** (0,053)	0,331*** (0,050)	0,347*** (0,055)
	Edad	0,026*** (0,004)	0,017*** (0,005)	0,032*** (0,004)	0,025*** (0,004)	0,023*** (0,005)	0,023*** (0,006)
	Clase social subjetiva	0,383*** (0,079)	0,417*** (0,081)	0,427*** (0,079)	0,080 (0,090)	0,455*** (0,082)	0,136 (0,094)
Factores situacionales	Convive en pareja		0,491*** (0,125)			0,473*** (0,126)	0,493*** (0,137)
	Hijos/as menores 12		-0,058 (0,090)			-0,049 (0,091)	-0,064 (0,097)
	Participación mercado laboral (presente/pasada)		0,536*** (0,164)			0,485*** (0,166)	0,436** (0,181)
	Tareas domès. y cuidados (hores semanales)		-0,013** (0,005)			-0,013** (0,005)	-0,011* (0,006)
Proceso de socialización	Catòlico/a (practicante)			-0,209 (0,146)		-0,164 (0,151)	-0,295* (0,164)
	Madre ama de casa			-0,248** (0,109)		-0,261** (0,113)	-0,314** (0,124)
	Alcaldesa			0,683*** (0,154)		0,604*** (0,161)	0,605*** (0,175)
Variables actitudinales	Eficacia interna				1,174*** (0,124)		1,195*** (0,128)
	Eficacia externa				0,291*** (0,112)		0,330*** (0,117)
	Autoubicació ideològica (1-10)				-0,100*** (0,036)		-0,119*** (0,038)
Umbrals	Corte 1	2,412*** (0,319)	2,557*** (0,345)	2,699*** (0,329)	1,793*** (0,391)	2,777*** (0,354)	1,998*** (0,427)
	Corte 2	4,396*** (0,335)	4,603*** (0,363)	4,715*** (0,346)	4,031*** (0,406)	4,851*** (0,372)	4,342*** (0,443)
	Corte 3	7,019*** (0,379)	7,223*** (0,405)	7,355*** (0,391)	6,749*** (0,446)	7,485*** (0,416)	7,103*** (0,484)
	R-quadrado Nagelkerke	0,105	0,133	0,126	0,206	0,149	0,252
	-2 Log-Likelihood	2.275,533	2.865,297	2.710,007	2.520,926	2.862,141	2.412,367
	Chi-quadrado	138,283***	167,941***	166,481***	248,994***	189,485***	298,118***
	Observaciones	N=1.384	N=1.313	N=1.384	N=1.207	N=1.313	N=1.155

Variable dependiente: Interés por la política (rango: 1 'nada interesado/a' hasta 4 'muy interesado/a'). Coeficientes de regresión logística ordinal. Errores estándar en paréntesis. Significación: \*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10.



Tabla 6. Regresión logística ordinal para predecir el interés por la política de los hombres y las mujeres por separado

		Mujeres	Hombres	Ratio de los coeficientes	Chi2 de la diferencia (1)
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 12	0,047 (0,150)	-0,138 (0,132)	-0,34	0,859
	Participación en mercado laboral (presente/pasada)	0,314 (0,224)	0,698** (0,318)	0,45	0,975
	Tareas domésticas y cuidados (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
	Autoubicación ideológica (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-cuadrado de Nagelkerke		0,234	0,273		
-2 Log-Likelihood		1.174,785	1.223,104		
Chi-cuadrado		134,913***	166,568***		
Observaciones		N=569	N=585		

Variable dependiente: Interés por la política (rango: 1 'nada interesado/a' hasta 4 'muy interesado/a'). Coeficientes de regresiones logísticas ordinales. Errores estándar en paréntesis. Significación: \*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10.

(1) Este es el test Wald Chi-cuadrado de la diferencia entre los coeficientes con sus p valores (\*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10). La fórmula del cálculo es la siguiente:

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

Comparar coeficientes entre grupos utilizando una regresión logística puede ser problemático debido a 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. Debido a eso, en nuestro caso 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. Eso nos permite al mismo tiempo observar los efectos de las características de los grupos, que pasarían desapercibidas en modelos no especificados de esta manera (ver Williams, 2009)<sup>10</sup>.

La tabla 7 presenta dos modelos estimados utilizando la función para modelos lineales generalizados de tipo ordinal (oglm), la rutina del programa Stata escrita por Williams el año 2006. El primer modelo incluye sólo las variables independientes sin interacciones, y un parámetro para tener en cuenta la varianza residual potencialmente diferente por razón de sexo. El segundo modelo 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 heteroscedasticidad asociada a la variable de agrupación.

Una vez han sido 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 cuidado de personas, y la del sexo con la educación. Por lo tanto, las diferencias aparentes entre los coeficientes de la tabla 6 estaban reflejando diferencias reales en los efectos causales, ya que no quedan explicadas por diferencias en el grado de varianza residual entre hombres y mujeres.

Dado que la motivación de las mujeres por la política queda seriamente condicionada por el número de horas dedicadas a tareas domésticas y de cuidado de los otros, la siguiente sección abordará las razones que conllevan una determinada distribución del trabajo doméstico en el seno de la pareja.

---

<sup>10</sup> Véase también a Long y Freese (2003) para una discusión sobre cómo este modelo también puede superar la asunción de las líneas paralelas, permitiendo que difiera por cada una de las J-1 comparaciones.

Tabla 7. Modelos de elección heterogéneos para predecir el interés por la política con y sin interacciones

	Modelo 1		Modelo 2		
	Coficientes	EE	Coficientes	EE	
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 12	-0,049**	0,101	-0,127	0,132
	Participación en mercado laboral	0,435**	0,188	0,633**	0,322
	Tareas domésticas y cuidados	-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
	Autoubicación ideológica	-0,089**	0,039	-0,092*	0,052
	Interacción de los predictores con el sexo	Sexo * Nivel educativo			-0,233**
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 12				0,198	0,207
Sexo * Particip. mercado laboral				-0,295	0,396
Sexo * Tareas domésticas y cuidados				-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 * Autoubicación ideológica				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
	Log likelihood	-1.188,274		-1.181,299	
	LR Chi-cuadrado	287,12***		301,07***	
	Observaciones	N=1.136		N=1.136	

Variable dependiente: Interés por la política (rango: 1 'nada interesado/a' hasta 4 'muy interesado/a'). Significación: \*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10.

## 7. Trabajo doméstico e igualdad de género

La división sexual del trabajo doméstico no se ha ajustado suficientemente a los rápidos cambios en los roles familiares y laborales (Hochschild, 1989). Aunque la participación de la mujer en el mercado laboral se ha incrementado sustancialmente, en el seno de la pareja el trabajo doméstico continúa recayendo desproporcionadamente sobre la mujer, como hemos podido comprobar anteriormente. En esta sección estamos interesados en las variables que explican el sesgo de género en la distribución del trabajo doméstico.

El análisis que se realiza se restringe a la sub-muestra de parejas que conviven, al margen de su estado civil. Las amas de casa, ya sean las propias encuestadas o las parejas de los encuestados, han sido excluidas del análisis dado que su dedicación completa al trabajo doméstico hincharía la diferencia en las horas dedicadas por hombres y mujeres. Por lo tanto, la sub-muestra seleccionada se limita a los hombres y mujeres que participan en el mercado de trabajo.

La tabla 8 permite comprobar que el sexo es la variable independiente más significativa. Previamente ya habíamos observado que las mujeres invertían casi dos veces más tiempo que los hombres en el trabajo doméstico. Aunque la información sobre la edad sólo se encuentra disponible para la persona entrevistada, es sabido que la edad del encuestado/a tiende a estar altamente correlacionada con la edad de la pareja (ver a Iversen y Rosenbluth, 2006: 6). Por lo tanto, podemos afirmar que cuanto mayor es la cohorte, más horas de trabajo doméstico asume la mujer en comparación con el hombre. Asimismo, cuanto mayor sea la contribución de la mujer a los ingresos del hogar, más apoyo encuentra por parte de la pareja en las tareas domésticas (usando como indicador la diferencia de sueldo mensual entre mujeres y hombres). Además, las mujeres con una situación económica más acomodada tienen más capacidad de escapar a las limitaciones temporales asociadas a las horas de trabajo doméstico y de cuidado de los niños por medio del pago de servicios.

Más nivel educativo comporta normas de género más igualitarias. En este caso, hemos calculado la diferencia entre el nivel educativo de la mujer y el de su pareja. Diferencias positivas indican que las mujeres tienen un nivel educativo más alto que el de los hombres, y a la inversa. La regresión muestra que cuanto más nivel educativo tienen las mujeres, menos probable es que asuman fuertes diferencias respecto de los hombres en horas de trabajo doméstico.

Por otra parte, la presencia de hijos pequeños amplía las diferencias entre los sexos, aumentando mucho más el trabajo no remunerado de la mujer que el del hombre. Como afirman Baxter et al. (2008), la llegada de niños impone a las parejas una especialización de género más pronunciada.

Entre las variables actitudinales, la religiosidad tiene un efecto importante. Se puede considerar que está vinculada a percepciones de cuáles son los roles de género apropiados (Iversen y Rosenbluth, 2006: 7). Como muestran Voicu et al. (2009), los más religiosos son también los que más probablemente aceptan la división de género tradicional del trabajo, lo cual acaba comportando una distribución del trabajo más desigual dentro de la pareja.

Tabla 8. Regresión lineal para predecir el sesgo de género en el trabajo doméstico

	B	SE
(Intercepto)	2,471	4,401
Sexo (mujeres)	4,309***	1,011
Edad	0,131***	0,050
Ingresos_diferencia <sup>a</sup>	-1,239**	0,609
Nivel educativo_mujeres <sup>b</sup>	-0,853*	0,449
Hijos/as menores de 12 años	1,403**	0,682
Católico/a (practicante)	3,703**	1,501
Autoubicación ideológica (0-10)	-0,402	0,296
Desigualdades sociales entre hombres y mujeres <sup>c</sup>	-1,144*	0,679
Madres trabajadoras y relación con sus hijos/as <sup>d</sup>	-1,319**	0,602
Trabajo doméstico como trabajo auto-realizante <sup>e</sup>	-1,122**	0,567
<b>R-cuadrado</b>	0,147	
<b>F</b>	7,225***	
Observaciones	418	

Variable dependiente: Diferencia entre las horas dedicadas a las tareas domésticas (excluyendo el cuidado de niños). Como más grande sea el valor, más horas dedican las mujeres a las tareas domésticas en comparación con los hombres.

Significación: \*\*\*p<0,01; \*\*p<0,05; \*p<0,10.

<sup>a</sup> Ingresos\_diferencia: Los valores positivos indican que las mujeres ganan más que los hombres.

<sup>b</sup> Nivel educativo\_mujeres: Los valores positivos indican que las mujeres tienen un nivel educativo más alto que los hombres.

<sup>c</sup> Desigualdades sociales entre hombres y mujeres: El rango de respuesta va de 1 'ninguna', 2 'pequeña', 3 'grande', a 4 'muy grande'.

<sup>d</sup> Las madres trabajadoras no pueden establecer una relación tan fuerte con sus hijos como las madres amas de casa: El rango de respuesta va de 1 'acuerdo', 2 'ni de acuerdo ni en desacuerdo', 3 'en desacuerdo'.

<sup>e</sup> El trabajo doméstico es tan auto-realizador como trabajar fuera de casa: El rango de respuesta va de 1 'acuerdo', 2 'ni de acuerdo ni en desacuerdo', 3 'en desacuerdo'.

La ideología de la persona encuestada (medida en una escala de 0 "izquierda" a 10 "derecha") no parece que juegue ningún papel. De hecho, es la única variable incluida en el modelo que no es estadísticamente significativa, aunque se comporta en la dirección esperada. Los entrevistados y entrevistadas de izquierdas suelen compartir más las tareas domésticas con su pareja. Este hallazgo está ligado a las expectativas respecto de los roles de género. Cuanto más sensible se sea a las desigualdades de género y como menos favorable a los roles tradicionales de las mujeres (así como la posición respecto de la relación de la madre trabajadora con sus hijos/se y la opinión sobre como de auto-realizador es el trabajo doméstico para la mujer), más igualitarias encontramos que son las cargas de trabajo familiar. No obstante, hay que tener en consideración que los maridos con actitudes favorables al reparto igualitario de las tareas domésticas son también los más proclives a sentirse presionados y a sobreestimar su propia contribución al trabajo familiar (Press y Townsley, 1998: 212).

## 8. 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 las actitudes políticas en la Cataluña actual. Nos interesaba explicar por qué los potenciales efectos positivos del reemplazo generacional en la reducción del gender gap se podían ver interrumpidos en algún momento por aspectos ligados al ciclo de vida, particularmente aquéllos relacionados con la distribución de poder y recursos entre los miembros de la pareja. El reemplazo generacional ha eliminado el gender gap en la participación política convencional pero esta diferencia todavía perdura 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.

A diferencia de investigaciones previas, hemos encontrado que los factores estructurales y situacionales explican mejor las diferencias de género en el interés por la política que las propias actitudes políticas. El nivel educativo afecta más a los hombres que las mujeres, y son precisamente estas últimas las que se encuentran más condicionadas por los factores situacionales. Las mujeres continúan asumiendo todavía la carga principal del trabajo doméstico no remunerado. Eso reduce su tiempo disponible, y consecuentemente, su implicación en la política. La exclusión del cuidado de los hijos/as de nuestro indicador de trabajo doméstico y cuidado de personas hace que acabe siendo una medida a la baja del total de tiempo dedicado a tareas domésticas. Aun así, ha demostrado ser una variable significativa en los análisis, lo cual nos lleva a esperar un efecto real todavía más elevado de las tareas domésticas no remuneradas en el interés por la política.

No es tanto el hecho de vivir en pareja en sí mismo lo que inhibe la participación de las mujeres como la cantidad de tiempo dedicada a tareas domésticas, lo cual señala a la distribución de las tareas domésticas en la pareja como causante de las diferencias. Hemos presentado un modelo que nos permite predecir que la existencia de diferencias en el seno de la pareja con respecto al nivel de ingresos, la educación, la práctica religiosa, y el apoyo a roles tradicionales de género producirá desigualdades en la distribución de las tareas domésticas, especialmente entre las cohortes de más edad.

Desde este artículo, aprovechamos para hacer un llamamiento a los investigadores e investigadoras para que diseñen encuestas con el objetivo de estudiar las actitudes políticas incluyendo suficientes factores situacionales, especialmente aquéllos relacionados con la distribución de poder y recursos entre los miembros de la pareja que hacen que perdure la diferencia de género en la implicación política.

## Referencias

- AAPOR (2008). Standard Definitions. Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys, The American Association for Public Opinion Research.  
<[http://www.aapor.org/uploads/Standard\\_Definitions\\_07\\_08\\_Final.pdf](http://www.aapor.org/uploads/Standard_Definitions_07_08_Final.pdf)>
- Aliaga, C. (2006). How is the time of women and men distributed in Europe? Statistics in focus – Population and Social Conditions, 4/2006. Online. Available HTTP: <[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-NK-06-004/EN/KS-NK-06-004-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-NK-06-004/EN/KS-NK-06-004-EN.PDF)>.
- Allison, P. (1999). Comparing Logit and Probit Coefficients Across Groups, *Sociological Methods and Research*, 28, 186-208.
- Atkeson, L. R. (2003). Not All Cues Are Created Equal: The Conditional Impact of Female Candidates on Political Engagement, *The Journal of Politics*, 65, 1040–61.
- Baxter, J., Hewitt, B. i Haynes, M. (2008). Life Course Transitions and Housework: Marriage, Parenthood and Time on Housework, *Journal of Marriage and Family*, 70, 259–272.
- Bem, S. L. i Bem, D. J. (1970). Case Study of a Non-Conscious Ideology. In Bem, D. J., *Beliefs, Attitudes and Human Affairs*. Belmont: Brooks/Cole.
- Bennett, L. L. i Bennett, S. E. (1989). Enduring Gender Differences in Interest in Politics. The Impact of Socialization and Political Dispositions, *American Politics Quarterly*, 17, 105–22.
- Blumberg, R. L. i Coleman, M. T. (1989). A Theoretical Look at the Gender Balance of Power in the American Couple, *Journal of Family Issues*, 10, 225-250.
- Burns, N., Schlozman, K. L. i Verba, S. (2001). *The Private Roots of Public Life. Gènere, Equality, and Political Participation*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E. i Stokes, D. E. (1960). *The American Voter*. Nova York: John Wiley & Sons.
- Campbell, D. E. i Wolbrecht, C. (2006). See Jane Run: Dones Politicians as Role Models for Adolescents, *The Journal of Politics*, 68, 233–247.
- Cantijoch, M. i Tormos, R. (2005). La diferència de gènere. Anàlisi del comportament electoral de les dones a Catalunya, *Quaderns El Pensament i l'Acció* no. 18. Barcelona: Fundació Nous Horitzons.
- Carrasco, C. i Recio, A. A. (2001). Time, Work and Gender in Spain. *Time & Society*, 10, 277–301.
- Carroll, S. (1994). *Dones as Candidates in American Politics*. Bloomington: Indiana University Press.
- Cea d'Ancona, M. A. (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. REO núm. 520.
- Chicano, E. (2004). Conciliación de la vida personal, familiar y laboral. In *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, pp. 95–103.
- Childs, S. (2004). *New Labour's Women MPs: Women Representing Women*. Nova York: Routledge.
- Converse, P. E. (1970). Attitudes and Nonattitudes: Continuation of a Dialogue. In Tufte, E. R. ed. *The Quantitative Analysis of Social Problems*. Reading: Addison-Wesley.
- Dahlerup, D. ed. (2006). *Women, Quotas and Politics*. Londres: Routledge.

- Dalton, R. 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.
- Duverger, M. (1955). *The Political Role of Women*. Paris: UNESCO.
- Easton, D. i Dennis, J. (1967). The Child's Acquisition of Regime Norms: Political Efficacy, *American Political Science Review* 61, 25–38.
- European Social Survey (2006).
- European Commission (1998). *One Hundred Words for Equality: A Glossary of Terms on Equality Between Women and Men*. Brussel·les: DG Employment and Social Affairs.
- Ferrer, M., Medina, L. i Torcal, M. (2006). La participación política: factores explicativos. In Montero J. R., Font, J. i Torcal, M. eds., *Ciudadanos, asociaciones y participación en España*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Fox, R. L. i Lawless, J. L. (2004). Entering the Arena? Gender and the Decision to Run for Office, *American Journal of Political Science*, 48, 264–280.
- García Escribano, J. J. i Frutos, L. (1999). Mujeres, hombres y participación política. Buscio las diferencias, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 86, 307–329.
- Glenn, N. D. i Grimes, M. (1968). Aging, Voting, and Interest in Politics, *American Sociological Review*, 33, 563–575.
- Gray, A. (2005). The Changing Availability of Griparents as Carers and its Implications for Childcare Policy in the UK, *Journal of Social Policy*, 34: 557–77.
- Gundelach, P. (1995). Grass-Roots Activity. In Van Deth, J. W. i Scarbrough, E. eds., *The Impact of Values*. Nova York: Oxford University Press.
- Harrop, M. i Miller, W. L. (1987). *Elections and Voters*. Londres: MacMillan.
- High-Pippert, A. i Comer, J. (1998). Female Empowerment: The Influence of Women Representing Women, *Women and Politics*, 19, 53–66.
- Hooghe, M. (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, 1–23.
- Inglehart, R. i Norris, P. (2000). The Developmental Theory of the Gender Gap: Women's and men's Voting Behavior in Global Perspective, *International Political Science Review*, 21, 441–463.
- Inglehart, R. i Norris, P. (2003). *Rising Tide: Gender Equality and Cultural Change around the World*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Iversen, T. i Rosenbluth, F. (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, 1–19.
- Jennings, M. K. (1983). Gender Roles and Inequalities in Political Participation: Results from an Eight-Nation Study, *Western Political Quarterly*, 36, 364–385.
- Jennings, M. K. i Niemi, R. G. (1971). The Division of Political Labor between Mothers and Fathers, *American Political Science Review*, 65, 69–82.
- Jennings, M. K. i Niemi, R. G. (1981). *Generations and Politics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Justel, M. (1995). *La abstención electoral en España, 1977-1993*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Karp, Jeffrey A. i Brockington, D. (2005). Social Desirability and Response Validity: A Comparative Analysis of Over-Reporting Voter Turnout in Five Countries, *The Journal of Politics*, 67, 825–840.



- Key, V. O. Jr (1961). *Public Opinion and American Democracy*. Nova York: Knopf.
- Koch, J. (1997). Candidate Gender and Women's Psychological Engagement in Politics, *American Politics Quarterly*, 25, 118–134.
- Lazarsfeld, P. M., Berelson, B. i Gaudet, H. (1948). *The People's Choice: How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*. Nova York: Columbia University Press.
- Lipset, S. M. (1960). *Political Man: the Social Bases of Politics*. Garden City, NY: Doubleday.
- Lovenduski, J. i Norris, P. (1993). *Gender and Party Politics*. Thousand Oaks, California: Sage.
- Marshall, J., Thomas, M. i Gidengil, E. (2007). The Efficacy Enigma: Explaining the Gènere Gap in Internal Political Efficacy in Canada and the United States. Paper presentat al Annual Meeting of the Canadian Political Science Association, University of Saskatchewan, Saskatoon, maig 30-juny 1, 2007.
- Martín, I. (2004). *Significados y orígenes del interés por la política en dos nuevas democracias: España y Grecia*. Tesi doctoral. Madrid: Instituto Juan March.
- Martín, I. (2005). *Contending Explanations about Interest in Politics in Two New Democracies: Greece and Spain*. Paper preparat pel 2nd Hellenic Observatory PhD Symposium on Modern Greece, London School of Economics, juny 10, 2005.
- Moen, P., Robison, J. i Fields, V. (1994) *Women's Work and Caregiving Roles: A Life Course Approach*, *The Journal of Gerontology*, 49, 176–86.
- Morales, L. (1999). *Political Participation: Exploring the Gender Gap in Spain*, *South European Society and Politics*, 4, 223–247.
- Morán, M. L. i Benedicto, J. (1995). *La cultura política de los españoles*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Nie, N. H. i Andersen, K. (1974). *Mass Belief Systems Revisited: Political Change and Attitude Structure*, *Journal of Politics*, 36, 540-591.
- Niemi, R. G., Craig, S. C. i Mattei, F. (1991). *Measuring Internal Political Efficacy in the 1988 National Election Study*, *American Political Science Review*, 85, 1407-1413.
- Mutz, D., Sniderman, P. M i Brody, R. (1996). *Political Persuasion: The Birth of a Field of Study*. In Mutz, D., Sniderman, P. M. i Brody, R. *Political Persuasion and Attitude Change*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Norris, P. (1999). *A Gender-Generation Gap?* In Evans, G. i Norris, P. eds., *Critical Elections: Voters and Parties in Long-term Perspective*. Londres: Sage.
- Norris, P. i Franklin, M. (1997). *Social Representation*, *European Journal of Political Research*, 32, 185-210.
- Phillips, A. (1991). *Engendering democracy*. University Park: The Pennsylvania State University Press.
- Polavieja, J. (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, 199–213.
- Press, J. E. i Townsley, E. (1998). *Wives' and Husbands' Housework Reporting: Gender, Class and Social Desirability*, *Gender and Society*, 12, 188–218.
- Rao, N. (2005). *The Representation of Women in Local Politics*, *Policy and Politics*, 33, 323–39.
- Rapoport, R. B. (1985). *Like Mother, Like Daughter*, *Public Opinion Quarterly*, 49 198–208.
- Sapiro, V. (2004). *Not Your Parents' Political Socialization: Introduction for a New Generation*, *Annual Review of Political Science*, 7, 1–23.

- Schlozman, K. L., Burns, N. i Verba, S. (1994). Gender and Pathways to Participation: The Role of Resources, *The Journal of Politics*, 56, 963–990.
- Shelton, A. i Firestone, J. (1989). Household Labor Time and the Gender Gap in Earnings, *Gender and Politics*, 5, 105–12.
- Topf, R. (1995). Beyond Electoral Participation. In Klingemann, H. D. i Fuchs, D. eds., *Citizens and the State*. Nova York: Oxford University Press.
- Torcal, M. (1995). Actitudes polítiques y participación política en España. Pautas de cambio y continuidad. Tesi doctoral. Universidad Autónoma de Madrid.
- Torns, T., Carrasquer, P., Parella, S. i Recio, C. (2007). *Les dones i el treball a Catalunya: mites i certeses*. Barcelona: Institut Català de les Dones.
- Treas, J. i Drobnic, S. eds. (2010). *Dividing the Domestic. Men, Women, and Domestic Tasks in Cross-National Perspective*. Stanford: Stanford University Press.
- Van Deth, J. W. (1990). Interest in Politics. In Jennings, M. K. i Van Deth, J. W. et al. eds. *Continuities in Political Action: A Longitudinal Study of Political Orientations in Three Western Democracies*. Berlín, Nova York: De Gruyter i Aldine.
- Van Deth, J. W. i Efff, M. (2000). Political Involvement and Apathy in Europe 1973-1998, Working Paper 33: MZES.
- Verba, S. i Nie, N. H. (1972). *Participation in America: Political Democracy and Social Equality*. Nova York: Harper & Row.
- Verba, S., Nie, N. H. i Kim, J. (1980). *Participation and Political Equality: A Seven Nation Comparison*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Verba, S., Schlozman, K. L. i Brady, H. E. (1995). *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Verba, S., Burns, N. i Schlozman, K. L. (1997). Knowing and Caring about Politics: Gender and Political Engagement, *The Journal of Politics*, 59, 1051–1072.
- Verge, T. (2006). Mujer y partidos políticos en España: las estrategias de los partidos y su impacto institucional, 1978-2004, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 115, 165–196.
- Verge, T. (2009). Dones a les institucions polítiques catalanes: El llarg camí cap a la igualtat (1977-2008). Barcelona: Institut de Ciències Polítiques i Socials.
- Verge, T. (2010). Gendering Representation in Spain: Opportunities and Limits of Gender Quotas, *Journal of Women Politics and Policy*, 31, 166-190..
- Voicu, M., Voicu, B. i Strapcova, K. (2009). Housework and Gender Inequality in European Countries, *European Sociological Review*, 25, 365–77.
- Welch, S. (1977). Women as Political Animals? A Test of Some Explanations for Male-Female Political Participation Differences, *American Journal of Political Science*, 21, 711-730.
- West, C. i Zimmerman, D. H. (1987). Doing Gender, *Gender and Society*, 1, 125–151.
- Williams, R. (2009). Using Heterogeneous Choice Models To Compare Logit and Probit Coefficients Across Groups, *Sociological Methods and Research*, 37, 531-559.
- Young, I. M. (2000). *Inclusion and Democracy*. Oxford: Oxford University Press.
- Zaller, J. (1992). *The Nature and Origins of Mass Opinion*. Cambridge: Cambridge University Press.



Zaller, J. i Feldman, S. (1992). A Simple Theory of the Survey Response: Answering Questions versus Revealing Preferences, *American Journal of Political Science*, 36, 579–616.





# **Domestic division of labor and political dispositions**

**Raül Tormos  
Tània Verge**



**Centre  
d'Estudis  
d'Opinió**



**Generalitat  
de Catalunya**



## Contents

1. Introduction .....	7
2. Literature Overview .....	9
3. Data and Methods .....	11
4. Exploratory Analysis: Gender and the Private Roots of Political Engagement .....	13
5. The Gender Gap in Political Interest .....	18
7. Housework and Gender Inequality .....	25
8. Concluding Remarks .....	27
References .....	28



**Abstract:** This article explores the role of individual resources, situational factors, attitudinal variables, and the socialization process in the persistence of a gender gap in political dispositions, principally in political interest. We pay special attention to the reasons explaining why the potential effect of cohort replacement on the reduction of the gender gap may be interrupted by life-cycle aspects, particularly those related to the power and resources balance within the couple. Despite of increased access of women to the labor market and progressive matching between men's and women's educational attainment, the sexual division of household labor imposes an enduring constrain throughout women's life-cycle that limits their political engagement and sustains to a great extent the gender gap in political interest.

Key words: Gender gap, political participation, political dispositions, domestic political economy.

**Resum:** Aquest article explora el rol dels recursos individuals, els factors situacionals, les variables actitudinals, i el procés de socialització en la persistència de les diferències de gènere en les actituds polítiques, principalment en l'interès per la política. Prestem especial atenció a les raons que expliquen per què l'efecte potencial del reemplaçament generacional en la reducció del gender gap es pot veure interromput per aspectes del cicle vital, particularment aquells relacionats amb el balanç de poder i recursos en el si de la parella. Malgrat l'increment en l'accés de la dona al mercat de treball i la progressiva equiparació en el nivell educatiu d'homes i dones, la divisió sexual del treball domèstic imposa un constrenyiment durador a través del cicle de vida de les dones que limita la seva implicació política i manté, en gran mesura, la diferència de gènere en l'interès per la política.

Paraules clau: Diferència de gènere, participació política, actituds polítiques, economia política domèstica.



**Resumen:** Este artículo explora el rol de los recursos individuales, los factores situacionales, las variables actitudinales, 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 las razones que explican por qué el efecto potencial del reemplazo generacional en la reducción del gender gap se puede ver interrumpido por aspectos del ciclo vital, particularmente aquéllos relacionados con el balance de poder y recursos en el seno de la pareja. A pesar del incremento en el acceso de la mujer al mercado de trabajo y la progresiva equiparación en el nivel educativo de hombres y mujeres, la división sexual del trabajo doméstico impone un constreñimiento duradero a través del ciclo de vida de las mujeres que limita su implicación política y mantiene, en gran medida, la diferencia de género en el interés por la política.

Palabras clave: Diferencia de género, participación política, actitudes políticas, economía política doméstica.

## 1. Introduction

Gender differences in political engagement have notably shrank in the past decades across advanced industrial democracies thanks to the increasing access of women to the labor market, the progressive matching between men's and women's educational attainment and the corresponding generational replacement. However, despite encompassing changes, the gender gap still persists and it decreases at a very slow pace (Inglehart and Norris, 2003).

Various explanations have been tested since the 1960s. On the one hand, the structural explanation argues that women usually possess fewer socioeconomic resources to be politically engaged than men do. On the other, the situational explanation stresses that women carry the lions' share of family responsibilities, which prevents their full participation into politics. And, last, the sex-role explanation sustains that women's socialization tends to focus on a politically more passive role than men's (see Burns et al. 2001 for an extensive review).

The aim of this article is to explain the endurance of a gender gap in political attitudes by refining the explanations previously tested. Although we examine several political participation actions as well as political attitudes, we will mainly concentrate on interest in politics.

Interest in politics can be defined as a general rather than a particular aspect of politics (Martín 2005). Normatively speaking, interest in politics is often considered an important prerequisite of democratic politics. Interest in politics is usually an indicator of overall political involvement. This civic attitude is an important determinant of other related political attitudes which influence individuals' predisposition to participate (Verba and Nie, 1972). It is much more likely for a citizen interested in politics to assume an active role in politics, express opinions about political issues, and become exposed to political information (Verba et al., 1980; Dalton, 1988). Interest in politics also has a positive influence on the formation, stability and coherence of political opinions and on the making of political decisions as well as on the expression of political demands through political participation (Lazarsfeld et al., 1944; Converse, 1970; Nie and Andresen, 1974; Van Deth and Elff, 2000; Van Deth, 1990; Martín, 2004). Moreover, interest in politics can be relevant for the relationship between citizens and representatives, making the former more capable to rend the latter accountable (Converse, 1962; Mutz et al., 1996). Finally, interest in politics is considered to be even more influential on political participation than political efficacy and political trust <sup>1</sup> (Verba et al., 1995; Norris, 1999).

Using a survey covering various issues linked to gender, we attempt to assess the validity of each of the three main existing explanations accounting for the gender gap in interest in politics. We claim that, although changes in lifestyles and cultural trends have affected both older and younger women, the gender gap in political engagement has not been reversed by generational replacement due to the

---

<sup>1</sup> However, this relationship is not as simple and direct as it may seem. There is a debate on the direction of the causality, its strength and the relationship between interest in politics and different types of participation (see Martín 2004 for further discussion).

nature of housework division. While the expected gap should be smaller among younger generations, women not only still assume the lion's share of unpaid work in the household but also this burden does not cease to increase throughout their life cycle. This reduces women's time availability and, subsequently, their potential political interest and engagement. To put it in other words, we sustain that the sexual division of paid and unpaid labor prevents generational replacement from producing significant effects because women's life cycle imposes strong constraints to females from all cohorts.

We concentrate on the Spanish case, a country where political attitudes, turnout and participation in political and social organizations have traditionally presented one of the largest gender differences across European countries (Cantijoch and Tormos, 2005; García-Escribano and Frutos, 1999; Morán and Jorge Benedicto, 1995; Justel, 1995; Morales, 1999). Nonetheless, the insights obtained from our study can well be applied to other polities, especially where household tasks are less evenly distributed.

The rest of the paper is structured as follows. The following section briefly presents the literature overview. The third section describes the data and methods used. The fourth section explores the gender differences in political culture as well as in political participation and reflects on the private roots of political engagement. The fifth section assesses what combination of structural, situational and sex-role factors, and political dispositions accounts for the enduring gender gap in political interest. The next section concentrates on the sources of an (un)equal distribution of household work within the couple. The final section summarizes the main findings and concludes.

## 2. Literature Overview

The gender gap in political participation has been addressed by three main explanations. First, the structural approach argues that different access to resources explains why some people are more likely to be politically active. Education has been underlined as one of the most relevant sociodemographic predictors of interest in politics (Bennett and Bennett, 1989; Martín, 2004). Those with higher educational levels are better equipped to obtain and process political information. They also face fewer obstacles to get jobs with responsibility and power, which makes them more likely to influence the political process (van Deth and Elff, 2000). Women's resource deficit – be it income, educational attainment or occupational status – brings fewer women into political life (Schlozman et al., 1994). As Verba et al. note (1997: 1053): “The absence of activity from members of a resource-deprived group may indicate that they can't participate, rather than they don't want to” (Italics from the original text).

Second, the situational explanation emphasizes that the family responsibilities women bear (as wives, carers and homemakers) inhibit their political participation (Welch, 1977). Gender relates substantively the reproductive sphere with the productive sphere, that is, women's and men's participation in one sphere affects their participation in the other one. To be precise, the activities performed in the reproductive domain sustain and subsidize the productive activities (West and Zimmerman, 1987: 127; Treas and Drobnic, 2010). As Phillips (1991: 96) argues “women are prevented from participating in public life because of the way their private lives are run. The division of labor between women and men constitutes for most women a double burden of work”. Complementarily, the way spouses interact and share gender roles reinforces the effect of the actual division of labor within the family (Schlozman et al., 1994). The existing distribution of domestic tasks also increases the costs of job-specialization for women, thus resulting in a sex-segregation on wages (Polavieja, 2008). This, in turn, affects the resources available to women. That is, “marketable skills are at least (partly) function of time spent on household labor” (Iversen and Rosenbluth, 2006: 6).

And, finally, the socialization process in gender roles establishes different beliefs and attitudes about politics (Rapoport, 1985; Jennings and Niemi, 1971; Jennings, 1983; Sapiro, 2004; Verba et al., 1997). Societies transmit gender roles to new cohorts which determine the political expectations of teenagers (Hooghe, 2004). Enduring effects of sex-role socialization might bring forward a “nonconscious ideology of male dominance” of the political arena (Bem and Bem, 1970). This negatively affects women's subjective political competence in their adult years making women not only less interested in politics but also less likely to see themselves qualified to run for elective office (Fox and Lawless, 2004). Furthermore, some implicit lessons, such as men being the overwhelming majority of the relevant political figures, deprives female constituents from female role models which may also contribute to establish gender differences in political engagement during adulthood (Verba et al., 1997: 1064; Young, 2000; Campbell and Worlbrecht, 2006; Dahlerup, 2006). Shifts in the attitudes of voters following the election of more women to political office have been documented. The inclusion of women sends important signals to female citizens that lead them to become more politically involved,

or at least, to feel more politically efficacious (Childs, 2004; High-Pippert and Comer, 1998). Therefore, female presence in political institutions might help to break traditional associations between men and the public sphere and, subsequently, to enhance the political engagement of female constituents (Atkeson, 2003).

These explanations do not need being mutually exclusive but do complement each other, that is, the gender gap is the result of an interplay of various elements, none of which on its own can be considered the single relevant factor (Burns et al., 2001).

### 3. Data and Methods

The basis for our analysis is a face-to-face survey conducted in February 2009 by the Centre d'Estudis d'Opinió of the Generalitat de Catalunya (CEO)<sup>2</sup>. The sample is representative of the population aged 18-65 (N=1,483) from the Spanish region of Catalonia. Stratified sampling was implemented (by provinces and town size) and respondents were randomly selected applying age and sex quotas. The margin of error is  $\pm 2.59$  per cent, for a 95 per cent confidence interval ( $p=q=0.5$ ).

The survey contained numerous gender-linked questions as it was aimed at unveiling the differences between men and women in the household, as well as in the social, economic and political realms. It should be noted that, in order to prevent inclining the respondent towards a particular disposition (both to respond the survey and to do so in the socially desired way), the survey was introduced by interviewers as one which dealt with family and work issues.

The survey includes socioeconomic, situational and attitudinal variables, as well as some proxy variables for socialization. This combination makes the survey a very powerful instrument to identify the effect of each of the three main explanations accounting for the gender gap. Regarding situational factors, our analysis supplements other studies in the field by including a variable which is often missing from political attitudes surveys, that of the division of household work – measured by the number of weekly hours respondents devote to household work and caring responsibilities. Child care is not included in the average weekly hours respondents acknowledge to devote to household work. This inevitably underestimates women's share of work, so this variable should be taken as a conservative measure of total housework. Although it is reasonable to suspect that reports on household work might be inflated (Iversen and Rosenbluth, 2006: 7), overreporting affects men more than women. When direct responses are compared to time diaries, husbands overreport 2.2 times more than wives do (Press and Townsley, 1998: 193).

After examining the frequency of participation by women and men in various forms of political involvement and exploring the differences in political attitudes expressed by males and females, we regress political interest, the principal focus of this study, on sets of variables which capture the three main explanations accounting for the gender gap and on a set of political attitudes. Political interest, our dependent variable, has an ordinal distribution for which it is advisable the use of ordinal logistic regressions.

First, we run six successive models which alternatively include and exclude variables of each explanation with a view to detect when sex stops being a significant variable. Second, we test whether any of the coefficients for the full model differ by gender, that is, we examine whether the explanatory variables affect men and women in a different way. We run two separate regressions for men and women and compare the differences in coefficients using Chi-square tests. However, comparing logit

---

<sup>2</sup> Study number 520 (2009). The adjusted response rate was 50.3 per cent, using the following AAPOR's (2008) calculus method of response distributions: complete/eligible plus estimated eligible among sample of unknown eligibility.

coefficients across groups causes potential problems due to residual variation (Allison, 1999). Differences in the degree of residual variation across groups can produce apparent differences in slope coefficients that are not indicative of true differences. Following Williams (2009), we apply heterogeneous choice models to control for unobserved heterogeneity of sex groups, and test for the interactive effects of gender.

Finally, since household work appears to be a significant variable predicting political interest we regress it on several variables in order to explain what conditions contribute to determine the distribution of household work within the couple. This analysis is performed on a restricted sample of respondents who live with their partners, irrespective of marital status, composed of women and men currently in the workforce.

## 4. Exploratory Analysis: Gender and the Private Roots of Political Engagement

The gender gap in political participation has narrowed in Western polities in the last decades. There are scant gender differences in political activism and they have become almost negligible in electoral turnout (Topf, 1995; Schlozman et al., 1994; Verba et al., 1997). The gender gap is slightly larger but shrinking in non-conventional participation (Gundelach, 1995; Ferrer et al., 2006). Table 1 presents evidence in this direction for the Catalan case. Differences between men and women are non-significant with respect to participation in civil society organizations. Regarding conventional participation – activities like voting or attending political meetings, both women's and men's behavior is almost indistinguishable. When it comes to unconventional participation, some minor statistically significant differences have been identified in consumption-boycotting – more frequent among women – and denouncing problems in the media – preferred by men. Conversely, the gender gap has eroded in other activities such as signing a petition, participating in protest marches, or taking part in strikes.

**Table 1. Political Participation**

	Men (%)	Women (%)	
<i>Participation in organizations and social movements</i>	10.6	8.7	n.s.
<i>Conventional participation</i>			
Has voted (2006 Catalan regional elections) <sup>a</sup>	70.4	71.3	n.s.
Has attended political meetings	1.9	1.1	n.s.
<i>Unconventional participation</i>			
Has signed a petition	4.4	4.7	n.s.
Has participated in protest marches	2.5	2.2	n.s.
Has taken part in a strike	0.8	0.7	n.s.
Has addressed to mass media to denounce a problem	1.3	0.4	*
Has bought/stopped buying certain products for political, ethical or environmental reasons	6.4	8.8	*
	N=755	N=727	

Significance: \*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.10.

n.s.: Not significant.

<sup>a</sup> Overall turnout was actually lower (56 per cent), but it is known that respondents often misrepresent their attitudes, behaviour and preferences for reasons related to perceived social desirability. See, among many others, Karp and Brockington (2005), and Zaller and Feldman (1992).

Concerning political dispositions, the gender gap still endures. Table 2 shows the gender differences in political efficacy and interest in politics. As usual, the former is divided into internal and external. Internal political efficacy captures the belief in one's own ability to understand what is going on in the political sphere, while external political efficacy measures the individual's perception of the capacity to influence political affairs and her/his confidence in the responsiveness of elected officials.



**Table 2. Political Attitudes: Political Efficacy and Interest in Politics**

	Men (%)	Women (%)	
<i>Internal efficacy</i>	58.6	48.6	***
<i>External efficacy</i>	50.3	45.5	*
<i>Interest in politics</i>	28.5	22.6	**
	N=755	N=727	

Significance: \*\*\* $p < 0.01$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \* $p < 0.10$ .

Already highlighted by Angus Campbell et al. in 1960, the gender gap in internal political efficacy has remained basically constant through the sweeping changes that have transformed women's lives in the last decades. We can see there is a ten-point difference between men's and women's internal efficacy (see Table 2). Women are less self-confident in their political abilities and more inclined to think that politics is too complicated. The gender gap also affects external political efficacy, though it is less pronounced. Women trust less in the capacity of citizens to influence politicians. The difference between women and men is significant too for interest in politics. On average, women are less motivated and concerned about politics than men.

Bennett and Bennett (1989: 118–9) provide an answer for the intriguing paradox of women's turnout equaling men's despite political interest has long been considered a key determinant. They argue that political attentiveness is a weaker predictor for women because they are more likely than men to be led to the polling station compelled by citizen duty – women feel they ought to vote.

Table 3 takes into account potential age or generational differences in non-conventional participation, turnout, political efficacy, and interest in politics. We do not observe any significant difference indicating a generation or life-cycle effect in the first two variables. The fact that the sample includes men and women under 65, can explain why there is no clear sign of age effects in non-conventional participation nor life-cycle patterns in voting, as previous research had found for the Spanish case (Morales, 1999). The only variable in which age or generation-related differences are significant affect internal political efficacy and interest in politics. As to internal political efficacy, the gender gap is found in the three cohorts, and it is particularly large among the 50–65 years group. This cohort is also the only one which presents statistically significant differences in external political efficacy – a variable where the gender gap is usually absent (Marshall et al., 2007). The younger the cohort, the less interested in politics it is, as previous research has shown (see among others Glenn and Grimes, 1968; Harrop and Miller, 1987). Yet, low interest in politics is evenly distributed among young men and women aged 18–34. In contrast, the two older cohorts present significant statistical differences, men showing more interest than women.

**Table 3. Generational Gender Gap in Political Engagement**

Age (years) (Cohort) <sup>a</sup>		50-65 (1961-76)	35-49 (1977-91)	18-34 (1992-08)
Non-conventional political participation <sup>b</sup>	<i>T-test</i> ( <i>Levene's F</i> )	5.061 (p>0.10)	1.622 (p>0.10)	2.628 (p>0.10)
Voting (2006 Catalan regional elections)	$\chi^2$ ( <i>df=1</i> )	0.177 (p>0.10)	0.101 (p>0.10)	0.001 (p>0.10)
Internal political efficacy	$\chi^2$ ( <i>df=1</i> )	9.083 (p<0.01)	3.001 (p<0.05)	4.506 (p<0.05)
External political efficacy	$\chi^2$ ( <i>df=1</i> )	3.198 (p<0.05)	0.283 (p>0.10)	0.912 (p>0.10)
Interest in politics	$\chi^2$ ( <i>df=3</i> )	18.809 (p<0.01)	6.618 (p<0.10)	1.749 (p>0.10)

<sup>a</sup> Period in which members of the group turned 18 years old.

<sup>b</sup> An index has been created for the following unconventional participation activities: Has signed a petition, Has participated in protest marches, Has taken part in a strike, Has bought/stopped buying certain products for political, ethical or environmental reasons, and Has addressed to mass media to denounce a problem.

The place women occupy in the family and the productive sector, the so-called sexual division of labor, produces serious constraints for their participation in political organizations and public institutions and even affects their political engagement. Gendered socialization processes both in childhood and adulthood, along with dissimilar roles in the workplace and the family, shape men's and women's political attitudes and contribute to determine access to the resources that facilitate political participation. Women are socialized for the private domain and its values, where religion has played a predominant role (Torns et al., 2007: 23). This has also generated effects on the vote, with women traditionally having identified with and voted to a much greater extent than men for right-wing parties (Duverger, 1955; Lipset, 1960).

Nonetheless, in recent decades, women have become more left-wing than men, particularly women belonging to the younger generations, installing a "modern gender gap"<sup>3</sup> (Norris, 1999; Inglehart and Norris, 2000). It is precisely the fact that left-wing parties tend to deliver social policies which lift the family burden which makes women in the workforce more keen to vote for them (Iversen and Rosenbluth, 2006: 12).

The domestic political economy of the family translates into differential power of husbands and wives both inside and outside the home, such as the marketplace and politics (Blumberg and Coleman, 1989). This is what Burns et al. (2001) called the "private roots of public action". Political participation is anchored in private life and social institutions play a very important role in fostering inequalities (including the family, school, workplace, voluntary associations, and church).

Despite the traditional patriarchal family has been replaced by other family models, men have maintained their roles and women, who now extensively form part of the labor market, have not lost

<sup>3</sup> We have also found evidence for the "modern gender gap" in the survey under analysis.

their responsibility for managing the home and for caring but have instead assumed a double burden of work (Carrasco and Recio, 2001: 278; Phillips, 1991). Although several surveys show that both female and male respondents prefer an egalitarian family model in which work inside and outside the home is equally distributed (see Cea D'Ancona, 2007: 208), women overwhelmingly take responsibility for most of the housework and relatives' care (the children and the elderly).

In a nutshell, cultural and behavioral changes experienced by women have not been reciprocated by men. This reduces women's time availability, thus limiting their participation in public life. As Schlozman et al. (1994: 974) posited: "Free time varies, not with gender, but with such life circumstances as working fulltime or having preschool children at home. However, these life circumstances do not, on average, affect the time available to men and women in quite the same way". Verge (2009: 58) shows that youth organizations affiliated to political parties have a gender-balanced composition of membership. When affiliates grow old and transfer their membership to political parties the gender gap gradually augments. Whereas in the group up to 25 years female and male party membership is quite similar, in the 26–40 year group female presence dramatically decreases. Not surprisingly, this period in women's life cycle is characterized by maternity, full incorporation to the labor market, and the increase in family responsibilities derived from child and elderly care, a source of family burden which is very often unequally distributed between women and men.

A research carried out in Spain in 2004 showed that 45.1 per cent of women assume alone all housework whereas only 7.1 per cent of men faces this situation; 40 per cent of the employed women are also exclusively responsible for the caring of their under-12 children (men do so in 3.1 per cent of cases). Finally, 42 per cent of the salaried women take care of the elderly on their own and just 9.8 per cent of women share this responsibility with their partner (Chicano, 2004: 102-103). A study published by Eurostat in 2006 containing data from time diaries showed that Spain is one of the fifteen European countries examined in which the gender gap in the time employed in domestic work is larger, women trebling the time devoted by men (Aliaga, 2006: 8). Hence, it is not surprising that only 66 per cent of Spanish women declare to be satisfied with the division of household tasks, compared to 85 per cent of Spanish men<sup>4</sup>.

Family responsibilities are one of the most relevant factors that limit the supply of women candidates for political office (Lovenduski and Norris, 1993; Rao, 2005; Norris and Franklin, 1997: 227-28). It is not surprising that, in the legislative period 2004/08, 83 per cent of male MPs at the Spanish Congress of Deputies were married whereas only 59 per cent of female MPs were so. Similarly, the eight male ministers of the first gender-balanced cabinet formed by the social-democratic Spanish Socialist Workers' Party (PSOE) in 2004 added up to 22 children; the eight female ministers, just five (Verge, 2006: 190). This supply-side factor can also be traced at the local level, which constitutes an important

---

<sup>4</sup> Women's satisfaction percentage is below the European average. See *First European Quality of Life Survey: Time use and work-life options over the life course*. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Dublin, 2007, page 62.

training ground for women in their ascendant political careers (Carroll, 1994). Women's presence in public office is larger when they are younger and the family burden is lighter: whereas 40 per cent female of local councilors are not married only 20 percent of male councilors have this marital status. In the same vein, 52.7 percent of men in local public office have two or more children while only 40.6 percent of women have a family of this size (Verge, 2010).

In the survey we asked the amount of weekly hours the respondent devoted to household tasks (excluding child care). Female respondents declared to spend 19.3 hours per week whereas male respondents affirmed to dedicate 10.8 hours per week<sup>5</sup>. Life cycle does not seem to affect women and men equally. Concerning men, Table 4 shows that the 35–49 cohort dedicates more hours to housework than the youngest cohort and that men between 50–65 years spend less time to these tasks than their 35–49 peers. Conversely, women experience a steady increase in the number of hours devoted to household tasks along their life. The 50–65 cohort dedicates the largest number of hours to household work (24.32 hours, compared to 19.66 among the 35–49 cohort and to 15.16 hours among the 18–34 cohort). Although it may well be that older cohorts couples present a more unequal distribution of household work, which might sustain a generational explanation, it has been documented that the role of maternal grandmothers as providers of childcare for their grandchildren has been increasing in the last decades (Gray, 2005). Besides, women usually take care of an older relative, the peak age being those aged over 50, regardless of whether or not they are employed. Such caregiving is an increasingly likely role for women, both as they age and across birth cohorts. One in four women become caregivers at some time between ages 35–44, and over one in three between ages 55–64 (Moen et al., 1994). This dual-carer giving seems to support the life-cycle explanation.

**Table 4. Weekly Hours Devoted to Domestic Tasks**

Age (years) (Cohort) <sup>a</sup>	50-65 (1961-76)		35-49 (1977-91)		18-34 (1992-08)		All sample	
	M	W	M	W	M	W	M	W
Mean	11.48	24.32	11.99	19.66	9.30	15.16	10.84	19.28
S.D.	10.79	13.34	8.58	11.73	8.12	10.91	9.11	12.45
Observations	189	197	271	251	279	264	739	713

<sup>a</sup> Period in which members of the group turned 18 years old.

M = Male; F = Female.

S.D. Standard deviation.

<sup>5</sup> These variables are not so precise to calculate the distribution of domestic tasks as time diaries are but they can still serve as useful proxy measures (see Iversen and Rosenbluth, 2006).

## 5. The Gender Gap in Political Interest

Following previous studies, we have defined four groups of potential predictors of differences in political interest: individual socioeconomic resources, situational factors, socialization indicators, and political dispositions.

Table 5 presents various ordinal logistic regressions with interest in politics as dependent variable and a set variables informing on respondent's socio-economic resources: sex, age and education<sup>6</sup>, and subjective social class<sup>7</sup>; situational factors: living with a partner, having kids under the age of 12, labor market participation (present and past), weekly hours devoted to household and caring tasks (including the sick and the elderly but excluding children); socialization process: religious practice (being a practicing catholic), living in a town with a female mayor (according to the results of the 2007 local elections); and having/having had a mother who was/or still is a housekeeper, used as a proxy of parental socialization. The political dispositions variables include internal and external political efficacy<sup>8</sup> and ideological self-placement (1-10 scale). We have followed a stepwise procedure in order to better appreciate the causal relationships behind the variables included in the model.

Model 1 exclusively contains the socio-economic resources factors as predictive variables of political interest. Sex maintains a significant and negative coefficient, meaning that women have less interest in politics than men. Consequently, we can assume that the different allocation of resources between sexes is not sufficient to explain the gender gap in interest in politics. As for the rest of the regression, the possession of more resources means in all cases increasing the ordered log-odds of having a higher interest in politics, in tune with previous research. Respondents' subjective social class and, particularly, educational level have a significant and positive impact on interest in politics.

Age is also related to interest in politics. One year's increase in respondent's age means that the ordered log-odds of having more interest in politics raises by 0.011, given the other variables are held constant. Age is linked to interest in politics by means of life-cycle or generation effects, or by the accumulation of experience (Van Deth and Elff 2000). The life-cycle explanation predicts higher interest in the middle stages of the life period<sup>9</sup>. The generational explanation focuses on the formative experiences of birth cohorts. Both approaches favor a non-linear effect of age; conversely the accumulation of experience is likely to imply a linear one. As people grow older tend to accumulate more resources, experience being one of them (Van Deth and Elff, 2000, Glenn and Grimes, 1968; Rosenstone and Hansen, 1993). We do not distinguish here between life-cycle and generation effects

---

<sup>6</sup> Age and education have been left in their original interval and ordinal forms respectively; as we confirmed that both have a monotonic linear relation to interest in politics.

<sup>7</sup> Respondents had to locate themselves on a list of social class positions: lower class, lower-middle class, middle-class, upper-middle class, and upper class.

<sup>8</sup> Exact wording was: for internal political efficacy 'Sometimes politics seems so complicated that I find it difficult to understand what is going on' (1 'fairly disagree' 0 'fairly agree'), and for external political efficacy 'People can influence politicians' (1 'fairly agree' 0 'fairly disagree'). See Bennett and Bennett (1989: 112) and Key (1961: 546) for a discussion of political efficacy should be conceptualized as causally prior to political interest.

<sup>9</sup> Young people have more distractions from politics and senior citizens suffer from an increasing disconnection from the issues which are relevant for society.

as we are not performing a longitudinal analysis although the tests we have run show a linear relationship between age and interest in politics. Yet, the exclusion of people over 65 years in the sample does not allow us to assert whether the linearity would have persisted when including the older age group.

In the second step (model 2), we add to the previous model the set of situational factors. Note that the statistical impact of sex disappears. To assure that situational factors alone are capable to remove the effect of sex in interest in politics, we perform models 3 and 4. In these models we test whether socialization factors or attitudinal variables alone – controlling by the rest of socioeconomic resources – are also responsible for the impact of sex in the dependent variable. Apart from a slight reduction in the sex's coefficient when attitudinal variables are introduced, sex remains in both cases a significant predictor of interest in politics whereas the impact of the other socioeconomic resources remains relatively stable. Therefore, we can conclude that situational factors are crucial in explaining the effects of sex in model 1. How are situational variables affecting interest in politics? Leaving with a partner significantly increases the ordered log-odds of having a higher interest in politics by 0.509, a similar coefficient to that of labor market participation (0.521). Conversely, the amount of hours devoted to household and caring tasks significantly reduces respondent's interest in politics. Finally, having kids under the age of 12 has no statistically significant impact on the dependent variable although it behaves in the expected direction, that is, it reduces interest in politics due to the parents' time children consume.

In model 5 we introduce the set of variables related to the socialization process, and add them up to the effects of situational factors and socioeconomic resources. This step does not substantially modify the impact of the variables already included in model 2. Living in a town with a female mayor increases the ordered log-odds of being more interested in politics. Having a mother who has been a housekeeper has the opposite effect. Being a practicing catholic only has a slightly significant negative effect on interest in politics.

The final model (6) includes the group of political attitudes closely associated to political interest. The pseudo R-squared increases considerably but the significance and direction of the rest of the variables included in the model remain almost unaltered. As expected, internal political efficacy is positively and strongly related to interest in politics. In fact, both variables are sometimes considered to go together as indicators of political involvement (Verba et al., 1995; Torcal 1995). The effect of external efficacy is also positive but less intense. Ideological self-placement has a significant impact too: those located to the left are more prone to express higher levels of interest in politics.

If we pay attention to the explanatory capacity of each group of independent variables, we see that both political dispositions and socioeconomic resources are the main determinants of interest in politics. The increase in the Nagelkerke's pseudo R-squared obtained when they are introduced in the model is the highest and it is similar to one another. Situational factors come third with respect to explanatory power, and socialization variables come last.

**Table 5. Results of Ordinal Logistic Regressions Predicting Political Interest**

		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Socioeconomic resources	Sex	-0.307*** (0.101)	-0.159 (0.114)	-0.299*** (0.102)	-0.244** (0.110)	-0.153 (0.115)	-0.140 (0.124)
	Educational level	0.363*** (0.048)	0.328*** (0.050)	0.368*** (0.049)	0.387*** (0.053)	0.331*** (0.050)	0.347*** (0.055)
	Age	0.026*** (0.004)	0.017*** (0.005)	0.032*** (0.004)	0.025*** (0.004)	0.023*** (0.005)	0.023*** (0.006)
	Subjective social class	0.383*** (0.079)	0.417*** (0.081)	0.427*** (0.079)	0.080 (0.090)	0.455*** (0.082)	0.136 (0.094)
Situational factors	Lives with partner		0.491*** (0.125)			0.473*** (0.126)	0.493*** (0.137)
	Kids under 12		-0.058 (0.090)			-0.049 (0.091)	-0.064 (0.097)
	Labor market (present/past)		0.536*** (0.164)			0.485*** (0.166)	0.436** (0.181)
	Household & caring (weekly hours)		-0.013** (0.005)			-0.013** (0.005)	-0.011* (0.006)
Socialization process	Catholic (practicing)			-0.209 (0.146)		-0.164 (0.151)	-0.295* (0.164)
	Mother housekeeper			-0.248** (0.109)		-0.261** (0.113)	-0.314** (0.124)
	Female mayor			0.683*** (0.154)		0.604*** (0.161)	0.605*** (0.175)
Attitudinal variables	Internal efficacy				1.174*** (0.124)		1.195*** (0.128)
	External efficacy				0.291*** (0.112)		0.330*** (0.117)
	Ideol. self-placement (1-10)				-0.100*** (0.036)		-0.119*** (0.038)
Thresholds	cut1	2.412*** (0.319)	2.557*** (0.345)	2.699*** (0.329)	1.793*** (0.391)	2.777*** (0.354)	1.998*** (0.427)
	cut2	4.396*** (0.335)	4.603*** (0.363)	4.715*** (0.346)	4.031*** (0.406)	4.851*** (0.372)	4.342*** (0.443)
	cut3	7.019*** (0.379)	7.223*** (0.405)	7.355*** (0.391)	6.749*** (0.446)	7.485*** (0.416)	7.103*** (0.484)
	Nagelkerke's R-squared	0.105	0.133	0.126	0.206	0.149	0.252
	-2 Log-Likelihood	2,275.533	2,865.297	2,710.007	2,520.926	2,862.141	2,412.367
	Chi2	138.283***	167.941***	166.481***	248.994***	189.485***	298.118***
	Observations	N=1,384	N=1,313	N=1,384	N=1,207	N=1,313	N=1,155

Dependent variable: Interest in politics (range 1 'not interested at all' to 4 'very interested'). Coefficients from ordinal logit regression. Standard errors in parentheses. Significance: \*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.10.

In order to unveil whether the variables in our explanatory model of interest in politics influence men and women in a (dis)similar way and identify potential interactions between sex and some of the variables, we have proceeded in a two-step strategy. First, we have run two separate ordinal logit regressions – one for each sub-sample of men and women; and second we have performed heterogeneous choice models for the whole sample and test whether any of the coefficients differ by gender, while allowing for potential heteroskedasticity in this grouping variable.

Table 6 shows the results of the two separated regression models by sex. We could be tempted to comment directly on the differences between coefficients but we should only pay attention to those which are statistically significant. Last column of Table 6 presents a test of significance for the differences between coefficients (the Wald Chi-square test and their p values).

The only statistically significant differences are found for education and number of hours devoted to household and caring tasks. Contrary to Bennett and Bennett's (1989) findings, we do not find empirical evidence to sustain that political dispositions are more important predictors than structural and situational factors are. On the one hand, education affects men more than it affects women, so that an increase in the educational level of men raises their interest in politics almost twice as it does for women. On the other hand, the number of hours devoted to household and caring tasks loses impact for the male group but, in contrast, increasing the time dedicated to household work affects women's interest in politics negatively.

Comparing coefficients across groups using logistic regression may be problematic due to residual variation (Allison, 1999). If residual variances differ across groups (in our case, men and women), the standardization will also differ, making comparison of coefficients across groups inappropriate. Therefore, we have applied heterogeneous choice models to test for the interactive effects of gender while simultaneously controlling for the unobserved heterogeneity of the two groups which can yield insights into the effects of group characteristics that would be overlooked in mis-specified models (see Williams, 2009)<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup> See also Long and Freese (2003) for a discussion of how this model overcomes the parallel lines assumption, allowing  $\beta$  to differ for each of the  $J - 1$  comparisons.



**Table 6. Results of Ordinal Logistic Regressions Predicting Political Interest for Men and Women Separately**

		Women	Men	Ratio of Coefficients	Chi2 for Difference
Socioeconomic resources	Educational level	0.211*** (0.080)	0.454*** (0.079)	0.47	4.675**
	Age	0.019** (0.008)	0.025** (0.008)	0.74	0.333
	Subjective social class	0.260* (0.139)	0.059 (0.130)	4.44	1.128
Situational factors	Lives with partner	0.363** (0.185)	0.633** (0.207)	0.57	0.940
	Kids under 12	0.047 (0.150)	-0.138 (0.132)	-0.34	0.859
	Labor market participation (present/past)	0.314 (0.224)	0.698** (0.318)	0.45	0.975
	Household & caring (weekly hours)	-0.021*** (0.008)	0.003 (0.009)	-7.00	3.894**
Socialization process	Catholic (practicing)	-0.379* (0.226)	-0.257 (0.242)	1.48	0.137
	Mother housekeeper	-0.167 (0.182)	-0.436** (0.173)	0.38	1.153
	Female mayor	0.716*** (0.258)	0.524** (0.242)	1.37	0.294
Attitudinal variables	Internal efficacy	1.247*** (0.182)	1.152*** (0.185)	1.08	0.135
	External efficacy	0.300* (0.168)	0.340* (0.167)	0.88	0.028
	Ideological self-placement (1-10)	-0.110* (0.057)	-0.128** (0.051)	0.86	0.054
Thresholds	cut1	2.598** (0.601)	1.585*** (0.613)		
	cut2	5.001*** (0.628)	3.905*** (0.633)		
	cut3	7.772*** (0.682)	6.722*** (0.701)		
Nagelkerke's R-squared		0.234	0.273		
-2 Log-Likelihood		1,174.785	1,223.104		
Chi2		134.913***	166.568***		
Observations		N=569	N=585		

Dependent variable: Interest in politics (range 1 'not interested at all' to 4 'very interested'). Coefficients from ordinal logistic regressions. Standard errors in parentheses. Significance: \*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.10.

(1) This is the Wald Chi-Squared test for the difference in coefficients with their p values (\*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.10). The formula for the calculation is:

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

Table 7 presents two models estimated using the ordinal generalized linear models function (the Stata routine written by Richard Williams in 2006). The first model includes only the independent variables without interaction terms, and a parameter for the variance of sex. The second model adds to the parameters of the previous model the interactions of sex with the rest of independent variables. The variance coefficient for sex is not significant in both models, showing no signs of heteroskedasticity associated to this grouping variable. Once potential differences in residual variation are controlled, the only interactions which have a significant effect are sex with hours of household tasks, and sex with education. Therefore, the apparent differences in coefficients in Table 6 were actually reflecting true differences in causal effects, as they cannot be explained by differences in the degree of residual variation between men and women. Given that women's motivation towards politics is seriously constrained by the amount of time dedicated to household work, the next section will reflect on the reasons which determine a particular distribution of household work within the couple.

**Table 7. Results of Heterogeneous Choice Models Predicting Political Interest with and without Interactions**

		Model 1		Model 2	
		Coefficient	SE	Coefficient	SE
Predictors	Sex	-0.097	0.129	1.176	0.877
	Educational level	-0.340***	0.059	0.432***	0.081
	Age	0.024***	0.006	0.025***	0.008
	Subjective social class	0.162*	0.097	0.110	0.131
	Lives with partner	0.545	0.143	0.725***	0.210
	Kids under 12	-0.049**	0.101	-0.127	0.132
	Labor market participation	0.435**	0.188	0.633**	0.322
	Household & care	-0.014*	0.006	0.002	0.010
	Catholic (practicing)	-0.291***	0.170	-0.268	0.247
	Mother housekeeper	-0.353***	0.129	-0.461***	0.176
	Female mayor	0.614***	0.179	0.589**	0.243
	Internal efficacy	1.156***	0.137	1.106***	0.187
	External efficacy	0.422***	0.121	0.405**	0.168
	Ideological self-placement	-0.089**	0.039	-0.092*	0.052
Predictors' interaction with sex	Sex * Educational level			-0.233**	0.115
	Sex * Age			-0.003	0.011
	Sex * Subjective social class			0.145	0.196
	Sex * Lives with partner			-0.342	0.283
	Sex * Kids under 12			0.198	0.207
	Sex * Labor market part.			-0.295	0.396
	Sex * Household & care			-0.028**	0.013
	Sex * Catholic (practicing)			-0.113	0.340
	Sex * Mother housekeeper			0.243	0.258
	Sex * Female mayor			0.046	0.357
	Sex * Internal efficacy			0.107	0.258
	Sex * External efficacy			0.004	0.241
	Sex * Ideological self-placement			0.003	0.078
	Thresholds	cut1	2.189***	0.447	2.776***
cut2		4.567***	0.486	5.161***	0.627
cut3		7.453***	0.558	8.059***	0.684
Variance	Sex	0.041	0.067	0.031	0.067
	Log likelihood	-1,188.274		-1,181.299	
	LR Chi-squared	287.12***		301.07***	
	Observations	N=1,136		N=1,136	

Dependent variable: Interest in politics (range 1 'not interested at all' to 4 'very interested'). Significance: \*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.10.

## 7. Housework and Gender Inequality

The gender division of household labor has failed to keep up with rapid changes in family and work roles (Hochschild, 1989). Although female labor force participation is increasing substantially, family work continues at large to be allocated disproportionately to women within a couple, as we have already presented. We are interested here in the variables which account for particular levels of gender bias in the distribution of household work.

The analysis carried out in this section has restricted the initial survey sample to couples who live together, irrespective of marital status. Housewives, be their interviewees or interviewees' wives, are also excluded because their full-time dedication to domestic work would inflate the difference in hours devoted by men and women. Thus, the restricted sample is made of men and women in the workforce.

In Table 8 we can observe that sex is the single most significant variable. We have already presented that women spend nearly twice as much time on housework per week as men. Although information about age is only available for the respondent, the respondent's age tends to be highly correlated with the age of the partner (see Iversen and Rosenbluth, 2006: 6). Therefore, we can state that the older the cohort, the more housework hours women assume compared to men. Alternatively, the more the woman contributes to the household income, using as an indicator the difference between women's and men's monthly payroll, the more she can rely on her partner's help at home. Furthermore, privileged women are more able to buy their way out of time constraints associated with housework and child care.

Conversely, education appears to lead to more equal gender norms. We have calculated here the difference between women's and husbands education levels –positive differences indicating women are more educated than their partner. The regression shows that the more educated spouses are, the less likely they are to assume longer hours in housework.

On the other hand, the presence of children widens the gap further, substantially increasing women's overall unpaid work much more than they increase men's. As Baxter et al. (2008) put it, the arrival of children guides couples into a greater gender specialization.

Among the attitudinal variables, Catholicism is also a relevant variable. It can be assumed that it is linked to perceptions of appropriate gender roles (Iversen and Rosenbluth, 2006: 7). As Voicu et al. (2009) show, those who are more religious are more likely to support traditional gender work division, which translates into a more unequal intra-couple work distribution.

**Table 8. Results of a Linear Regression to Predict the Gender Bias in Housework**

	B	SE
(Intercept)	2,471	4,401
Sex (women)	4,309***	1,011
Age	,131***	,050
Income_difference <sup>a</sup>	-1,239**	,609
Education level_women <sup>b</sup>	-,853*	,449
Kids under 12	1,403**	,682
Catholic (practicing)	3,703**	1,501
Ideological self-placement (0-10)	-,402	,296
Social inequalities between men and women <sup>c</sup>	-1,144*	,679
Working mothers and relationship with their children <sup>d</sup>	-1,319**	,602
Housekeeping as a self-fulfilling work <sup>e</sup>	-1,122**	,567
R-squared	0.147	
F	7,225***	
Observations	418	

Dependent variable: Difference in hours devote to household work (excluding child care). The larger the value, the larger the hours women devote to household work compared to men.

Significance: \*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.10.

<sup>a</sup> Income\_difference: Positive values indicate women earn more than men.

<sup>b</sup> Education level\_women: Positive values indicate women are more educated than men.

<sup>c</sup> Social inequalities between men and women: Answers range from 1 'none at all', 2 'small', 3 'large', to 4 'very large'.

<sup>d</sup> Working mothers can not establish such a strong relationship with their children as housekeeping mothers: Answers range from 1 'agrees', 2 'not agrees nor disagrees', 3 'disagrees'.

<sup>e</sup> Housekeeping is so self-fulfilling as working outside the home: Answers range from 1 'agrees', 2 'not agrees nor disagrees', 3 'disagrees'.

Respondents' ideology (measured on a scale where 0 means 'left' and 10 'right') does not seem to play any role. Indeed, it is the only variable included in the model which is not statistically significant, although it behaves in the expected direction. Left-wing respondents share more evenly domestic tasks with her/his couple. This finding is linked to the insights offered by the expectations about gender roles. The more sensitive to gender inequalities and the less supportive of traditional roles for women (such as the position about the relationship of working mothers with their children and the opinion about how self-fulfilling housekeeping is for women) the more equal shares of family work are found. Yet, it should be noted that husbands who avow egalitarian gender attitudes are more likely to feel pressure to overreport their household contribution (Press and Townsley, 1998: 212).

## 8. Concluding Remarks

This article has explored the role of individual resources, situational factors and the socialization process in the endurance of a gender gap in political attitudes in contemporary Spain. We were interested in explaining why the positive effects of cohort replacement on the gender gap might be at some point interrupted by life-cycle aspects, particularly those related to the power and resources balance between the members of the couple. Generational replacement has eliminated the gender gap in conventional participation but gender differences still endure in some forms of unconventional participation and, particularly, in those political dispositions which tend to facilitate political engagement such as political efficacy and interest in politics.

Contrary to previous research, we find that structural and situational factors are more important predictors than political dispositions to account for the gender gap in political interest. Yet, education affects men more than women and women are more conditioned by situational factors than men. Women still assume the lion's share of unpaid work in the household. This reduces their time availability and, subsequently, their engagement with politics. Given that the exclusion of child care means this variable is a moderate measurement of overall household work, the fact that it proves to be significant in the analysis leads us to expect a higher real impact of family unpaid labor on women's political interest.

Nonetheless, it is not living with a partner or children per se what inhibits women's participation but the amount of time devoted to housekeeping, which has lead us to consider the determinants of the distribution of domestic tasks within the couple. This model allows us to predict that the existence of intra-couple differences in income and educational levels, the practice of Catholicism, and support for traditional roles for women will produce larger inequalities in the distribution of household work, particularly among older cohorts.

We therefore call on researchers to design political attitudes surveys which include a broader range of situational factors, especially those related to the marital power and resources balance between women and husbands that enable the persistence of a gender gap in political engagement.

## References

- AAPOR (2008). Standard Definitions. Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys, The American Association for Public Opinion Research.  
<[http://www.aapor.org/uploads/Standard\\_Definitions\\_07\\_08\\_Final.pdf](http://www.aapor.org/uploads/Standard_Definitions_07_08_Final.pdf)>
- Aliaga, C. (2006). How is the time of women and men distributed in Europe? *Statistics in focus – Population and Social Conditions*, 4/2006. Online. Available HTTP: <[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-NK-06-004/EN/KS-NK-06-004-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-NK-06-004/EN/KS-NK-06-004-EN.PDF)>.
- Allison, P. (1999). Comparing Logit and Probit Coefficients Across Groups, *Sociological Methods and Research*, 28, 186-208.
- Atkeson, L. R. (2003). Not All Cues Are Created Equal: The Conditional Impact of Female Candidates on Political Engagement, *The Journal of Politics*, 65, 1040–61.
- Baxter, J., Hewitt, B. i Haynes, M. (2008). Life Course Transitions and Housework: Marriage, Parenthood and Time on Housework, *Journal of Marriage and Family*, 70, 259–272.
- Bem, S. L. i Bem, D. J. (1970). Case Study of a Non-Conscious Ideology. In Bem, D. J., *Beliefs, Attitudes and Human Affairs*. Belmont: Brooks/Cole.
- Bennett, L. L. i Bennett, S. E. (1989). Enduring Gender Differences in Interest in Politics. The Impact of Socialization and Political Dispositions, *American Politics Quarterly*, 17, 105–22.
- Blumberg, R. L. i Coleman, M. T. (1989). A Theoretical Look at the Gender Balance of Power in the American Couple, *Journal of Family Issues*, 10, 225-250.
- Burns, N., Schlozman, K. L. i Verba, S. (2001). *The Private Roots of Public Life. Gènere, Equality, and Political Participation*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E. i Stokes, D. E. (1960). *The American Voter*. Nova York: John Wiley & Sons.
- Campbell, D. E. i Wolbrecht, C. (2006). See Jane Run: Dones Politicians as Role Models for Adolescents, *The Journal of Politics*, 68, 233–247.
- Cantijoch, M. i Tormos, R. (2005). La diferència de gènere. Anàlisi del comportament electoral de les dones a Catalunya, *Quaderns El Pensament i l'Acció* no. 18. Barcelona: Fundació Nous Horitzons.
- Carrasco, C. i Recio, A. A. (2001). Time, Work and Gender in Spain. *Time & Society*, 10, 277–301.
- Carroll, S. (1994). *Dones as Candidates in American Politics*. Bloomington: Indiana University Press.
- Cea d'Ancona, M. A. (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. REO núm. 520.
- Chicano, E. (2004). Conciliación de la vida personal, familiar y laboral. In *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, pp. 95–103.
- Childs, S. (2004). *New Labour's Women MPs: Women Representing Women*. Nova York: Routledge.
- Converse, P. E. (1970). Attitudes and Nonattitudes: Continuation of a Dialogue. In Tufte, E. R. ed. *The Quantitative Analysis of Social Problems*. Reading: Addison-Wesley.
- Dahlerup, D. ed. (2006). *Women, Quotas and Politics*. Londres: Routledge.

- Dalton, R. 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.
- Duverger, M. (1955). *The Political Role of Women*. Paris: UNESCO.
- Easton, D. i Dennis, J. (1967). The Child's Acquisition of Regime Norms: Political Efficacy, *American Political Science Review* 61, 25–38.
- European Social Survey (2006).
- European Commission (1998). *One Hundred Words for Equality: A Glossary of Terms on Equality Between Women and Men*. Brussel·les: DG Employment and Social Affairs.
- Ferrer, M., Medina, L. i Torcal, M. (2006). La participación política: factores explicativos. In Montero J. R., Font, J. i Torcal, M. eds., *Ciudadanos, asociaciones y participación en España*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Fox, R. L. i Lawless, J. L. (2004). Entering the Arena? Gender and the Decision to Run for Office, *American Journal of Political Science*, 48, 264–280.
- García Escribano, J. J. i Frutos, L. (1999). Mujeres, hombres y participación política. Buscio las diferencias, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 86, 307–329.
- Glenn, N. D. i Grimes, M. (1968). Aging, Voting, and Interest in Politics, *American Sociological Review*, 33, 563–575.
- Gray, A. (2005). The Changing Availability of Griparents as Carers and its Implications for Childcare Policy in the UK, *Journal of Social Policy*, 34: 557–77.
- Gundelach, P. (1995). Grass-Roots Activity. In Van Deth, J. W. i Scarbrough, E. eds., *The Impact of Values*. Nova York: Oxford University Press.
- Harrop, M. i Miller, W. L. (1987). *Elections and Voters*. Londres: MacMillan.
- High-Pippert, A. i Comer, J. (1998). Female Empowerment: The Influence of Women Representing Women, *Women and Politics*, 19, 53–66.
- Hooghe, M. (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, 1–23.
- Inglehart, R. i Norris, P. (2000). The Developmental Theory of the Gender Gap: Women's and men's Voting Behavior in Global Perspective, *International Political Science Review*, 21, 441–463.
- Inglehart, R. i Norris, P. (2003). *Rising Tide: Gender Equality and Cultural Change around the World*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Iversen, T. i Rosenbluth, F. (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, 1–19.
- Jennings, M. K. (1983). Gender Roles and Inequalities in Political Participation: Results from an Eight-Nation Study, *Western Political Quarterly*, 36, 364–385.
- Jennings, M. K. i Niemi, R. G. (1971). The Division of Political Labor between Mothers and Fathers, *American Political Science Review*, 65, 69–82.
- Jennings, M. K. i Niemi, R. G. (1981). *Generations and Politics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Justel, M. (1995). *La abstención electoral en España, 1977-1993*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Karp, Jeffrey A. i Brockington, D. (2005). Social Desirability and Response Validity: A Comparative Analysis of Over-Reporting Voter Turnout in Five Countries, *The Journal of Politics*, 67, 825–840.



- Key, V. O. Jr (1961). *Public Opinion and American Democracy*. Nova York: Knopf.
- Koch, J. (1997). Candidate Gender and Women's Psychological Engagement in Politics, *American Politics Quarterly*, 25, 118–134.
- Lazarsfeld, P. M., Berelson, B. i Gaudet, H. (1948). *The People's Choice: How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*. Nova York: Columbia University Press.
- Lipset, S. M. (1960). *Political Man: the Social Bases of Politics*. Garden City, NY: Doubleday.
- Lovenduski, J. i Norris, P. (1993). *Gender and Party Politics*. Thousand Oaks, California: Sage.
- Marshall, J., Thomas, M. i Gidengil, E. (2007). The Efficacy Enigma: Explaining the Gènere Gap in Internal Political Efficacy in Canada and the United States. Paper presentat al Annual Meeting of the Canadian Political Science Association, University of Saskatchewan, Saskatoon, maig 30-juny 1, 2007.
- Martín, I. (2004). *Significados y orígenes del interés por la política en dos nuevas democracias: España y Grecia*. Tesi doctoral. Madrid: Instituto Juan March.
- Martín, I. (2005). Contending Explanations about Interest in Politics in Two New Democracies: Greece and Spain. Paper preparat pel 2nd Hellenic Observatory PhD Symposium on Modern Greece, London School of Economics, juny 10, 2005.
- Moen, P., Robison, J. i Fields, V. (1994) Women's Work and Caregiving Roles: A Life Course Approach, *The Journal of Gerontology*, 49, 176–86.
- Morales, L. (1999). Political Participation: Exploring the Gender Gap in Spain, *South European Society and Politics*, 4, 223–247.
- Morán, M. L. i Benedicto, J. (1995). *La cultura política de los españoles*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Nie, N. H. i Andersen, K. (1974). Mass Belief Systems Revisited: Political Change and Attitude Structure, *Journal of Politics*, 36, 540-591.
- Niemi, R. G., Craig, S. C. i Mattei, F. (1991). Measuring Internal Political Efficacy in the 1988 National Election Study, *American Political Science Review*, 85, 1407-1413.
- Mutz, D., Sniderman, P. M i Brody, R. (1996). *Political Persuasion: The Birth of a Field of Study*. In Mutz, D., Sniderman, P. M. i Brody, R. *Political Persuasion and Attitude Change*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Norris, P. (1999). A Gender-Generation Gap? In Evans, G. i Norris, P. eds., *Critical Elections: Voters and Parties in Long-term Perspective*. Londres: Sage.
- Norris, P. i Franklin, M. (1997). Social Representation, *European Journal of Political Research*, 32, 185-210.
- Phillips, A. (1991). *Engendering democracy*. University Park: The Pennsylvania State University Press.
- Polavieja, J. (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, 199–213.
- Press, J. E. i Townsley, E. (1998). Wives' and Husbands' Housework Reporting: Gender, Class and Social Desirability, *Gender and Society*, 12, 188–218.
- Rao, N. (2005). The Representation of Women in Local Politics, *Policy and Politics*, 33, 323–39.
- Rapoport, R. B. (1985). Like Mother, Like Daughter, *Public Opinion Quarterly*, 49 198–208.
- Sapiro, V. (2004). Not Your Parents' Political Socialization: Introduction for a New Generation, *Annual Review of Political Science*, 7, 1–23.

- Schlozman, K. L., Burns, N. i Verba, S. (1994). Gender and Pathways to Participation: The Role of Resources, *The Journal of Politics*, 56, 963–990.
- Shelton, A. i Firestone, J. (1989). Household Labor Time and the Gender Gap in Earnings, *Gender and Politics*, 5, 105–12.
- Topf, R. (1995). Beyond Electoral Participation. In Klingemann, H. D. i Fuchs, D. eds., *Citizens and the State*. Nova York: Oxford University Press.
- Torcal, M. (1995). Actitudes políticas y participación política en España. Pautas de cambio y continuidad. Tesi doctoral. Universidad Autónoma de Madrid.
- Torns, T., Carrasquer, P., Parella, S. i Recio, C. (2007). *Les dones i el treball a Catalunya: mites i certeses*. Barcelona: Institut Català de les Dones.
- Treas, J. i Drobic, S. eds. (2010). *Dividing the Domestic. Men, Women, and Domestic Tasks in Cross-National Perspective*. Stanford: Stanford University Press.
- Van Deth, J. W. (1990). Interest in Politics. In Jennings, M. K. i Van Deth, J. W. et al. eds. *Continuities in Political Action: A Longitudinal Study of Political Orientations in Three Western Democracies*. Berlín, Nova York: De Gruyter i Aldine.
- Van Deth, J. W. i Efff, M. (2000). Political Involvement and Apathy in Europe 1973-1998, Working Paper 33: MZES.
- Verba, S. i Nie, N. H. (1972). *Participation in America: Political Democracy and Social Equality*. Nova York: Harper & Row.
- Verba, S., Nie, N. H. i Kim, J. (1980). *Participation and Political Equality: A Seven Nation Comparison*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Verba, S., Schlozman, K. L. i Brady, H. E. (1995). *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Verba, S., Burns, N. i Schlozman, K. L. (1997). Knowing and Caring about Politics: Gender and Political Engagement, *The Journal of Politics*, 59, 1051–1072.
- Verge, T. (2006). Mujer y partidos políticos en España: las estrategias de los partidos y su impacto institucional, 1978-2004, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 115, 165–196.
- Verge, T. (2009). Dones a les institucions polítiques catalanes: El llarg camí cap a la igualtat (1977-2008). Barcelona: Institut de Ciències Polítiques i Socials.
- Verge, T. (2010). Gendering Representation in Spain: Opportunities and Limits of Gender Quotas, *Journal of Women Politics and Policy*, 31, 166-190..
- Voicu, M., Voicu, B. i Strapcova, K. (2009). Housework and Gender Inequality in European Countries, *European Sociological Review*, 25, 365–77.
- Welch, S. (1977). Women as Political Animals? A Test of Some Explanations for Male-Female Political Participation Differences, *American Journal of Political Science*, 21, 711-730.
- West, C. i Zimmerman, D. H. (1987). Doing Gender, *Gender and Society*, 1, 125–151.
- Williams, R. (2009). Using Heterogeneous Choice Models To Compare Logit and Probit Coefficients Across Groups, *Sociological Methods and Research*, 37, 531-559.
- Young, I. M. (2000). *Inclusion and Democracy*. Oxford: Oxford University Press.
- Zaller, J. (1992). *The Nature and Origins of Mass Opinion*. Cambridge: Cambridge University Press.

Zaller, J. i Feldman, S. (1992). A Simple Theory of the Survey Response: Answering Questions versus Revealing Preferences, *American Journal of Political Science*, 36, 579–616.

