



Reis. Revista Española de Investigaciones
Sociológicas

ISSN: 0210-5233

consejo.editorial@cis.es

Centro de Investigaciones Sociológicas
España

Galais, Carolina

Edad, cohortes o período. Desenredando las causas del desinterés político en España

Reis. Revista Española de Investigaciones Sociológicas, núm. 139, julio-septiembre, 2012, pp. 85-109

Centro de Investigaciones Sociológicas

Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=99725054004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Edad, cohortes o período. Desenredando las causas del desinterés político en España

Age, Cohort or Period. Disentangling the Causes of Political Disinterest in Spain

Carolina Galais

Palabras clave

Interés por la política

- Socialización política
- Análisis de cohortes
- Diferencias de edad
- Períodos de tiempo
- Actitudes políticas

Key words

Interest in Politics

- Political Socialization
- Cohort Analysis
- Age Differences
- Time Periods • Political Attitudes

Resumen

¿En qué medida el escaso interés por la política de los españoles se debe al efecto de la edad, del período o de la pertenencia a una cohorte? Mientras que la edad no puede explicar la evolución de los niveles agregados de interés por la política a lo largo del tiempo, la sustitución generacional sí; aunque cabe determinar si su efecto aumentaría, reproduciría o empeoraría los actuales niveles de interés político. Finalmente, cabe tener en cuenta el período, el único factor capaz de provocar cambios a corto plazo en esta actitud. El artículo también pretende arrojar algo de luz sobre los mecanismos por los cuales determinadas cohortes tendrían una mayor o menor propensión a interesarse por la política; y concluye que el grado de desarrollo social y económico que experimentaron mientras crecieron resulta crucial.

Abstract

To what extent can age, period and cohort effects explain the low levels of political interest in Spain? Age cannot account for the evolution of the aggregate levels of this attitude, whereas generational replacement may be responsible for some degree of change in the medium to long term, although it remains to be determined whether this effect would raise, reproduce, or lower aggregate levels of political interest. Finally, it is advisable to control these effects with the period, the only factor capable of provoking short-term changes in the aggregate level of this attitude. The article also tries to shed some light on the mechanisms responsible for the different levels of political interest among cohorts. It concludes that the degree of social and economic development experienced while growing up is crucial.

INTRODUCCIÓN: ¿PUEDE EL DESINTERÉS POR LA POLÍTICA DE LOS ESPAÑOLES REMITIR O EMPEORAR EN UN FUTURO?

Desde mediados de los años setenta se ha venido constatando un cierto alejamiento de los ciudadanos de las democracias occidentales respecto a las instituciones políticas y sus actores (Crozier *et al.*, 1975; Fuchs y Klingemann, 1995; Pharr y Putnam, 2000; Dalton, 2004). El mismo impediría el control

efectivo de los gobernantes, afectaría a la eficiencia de las políticas públicas y erosionaría las bases de las instituciones políticas. Por tanto, unas mínimas actitudes consonantes con la democracia deberían estar presentes en la ciudadanía para garantizar la estabilidad democrática, en la línea de lo que Almond y Verba denominaron «cultura cívica» (1963).

Este trabajo se limita al análisis de una de estas actitudes, centrales para los conceptos

de cultura cívica e implicación política: el interés por la política. Esta orientación psicológica ha sido a menudo utilizada como indicador de diversos constructos. Cuando la encontramos en proporciones altas hablamos de una ciudadanía implicada en política (Verba *et al.*, 1995; Martín, 2004; Bonet *et al.*, 2006), sofisticada (Zaller, 1992; Franklin *et al.*, 1996) y que destaca por su potencial capital social (Schyns y Koop, 2010); o bien de individuos alienados políticamente (Campbell, 1962), cínicos, o con un marcado desapego (Torcal y Montero, 2006) y falta de apoyo político (Lambert *et al.*, 1986; Weatherford, 1991), si sus niveles de interés por la política son escasos. Esta actitud es, en cualquier caso, una manifestación de la curiosidad y compromiso con lo público y, por tanto, un indicador de la motivación necesaria para participar en política (Verba *et al.*, 1995; Brady, 1999; Prior, 2008 y 2010 y, para el caso español, Anduiza y Bosch, 2004; Mateos, 2004; Schreiber y García, 2004; Martín, 2004 y 2005; Bonet *et al.*, 2006; Morales *et al.*, 2006).

Políticos, académicos y medios de comunicación convienen en que los españoles se distinguen por unos modestos niveles de interés por la política (Gunther *et al.*, 2004; Bonet *et al.*, 2006; Torcal y Montero, 2006; Martín y Van Deth, 2007). En estas páginas se aborda la cuestión de cuál es la contribución de los efectos de período, de la edad y, sobre todo, de la cohorte a la variación de los niveles agregados de interés por la política a lo largo del período de estabilidad democrática, y más concretamente entre 1985 y 2008. Nos encontramos en un momento idóneo para analizar si esta actitud sigue presentando patrones como los descritos en estudios pioneros sobre la cultura política española (López Pintor, 1981; Morán, 1999). Estos estudios apuntaban a un efecto positivo del hecho de ser joven sobre la implicación política, aunque algo podía haber cambiado debido a los factores señalados.

A diferencia de los factores individuales que más comúnmente se relacionan con esta

actitud (recursos o educación, por ejemplo), la edad, el período y las cohortes nos permiten hacernos una idea de la evolución que tendrán los niveles agregados del interés por la política entre los españoles. El análisis del peso relativo de estos tres fenómenos ayudará a determinar si los niveles actuales de desinterés por la política remiten en circunstancias determinadas y, especialmente, si cabe esperar que estos niveles aumenten o disminuyan a medida que las generaciones más jóvenes sustituyan a las de más edad. Además, una aproximación al interés por la política a partir de estos factores permite manejar a la vez un rango de explicaciones muy amplio, tanto a nivel individual (edad) como agregado (cohortes y período); además de abordar aspectos que tienen que ver tanto con el ciclo y las transiciones vitales (edad) como con la socialización (cohortes) y el contexto político (cohortes y período). Intentar separar estos efectos es arduo desde el punto de vista metodológico, por lo que en estas páginas se propone una solución que también quiere ser una contribución al debate existente sobre cómo lidiar con las tres variables a la vez.

Este artículo se enmarca, por tanto, entre los estudios que abordan el problema del origen y cambio actitudinal a partir de los efectos de la edad, las cohortes y el período. Este tipo de análisis se denomina en la literatura anglosajona *APC* (las siglas de *Age, Period and Cohort*). En el caso del interés por la política, como veremos, la edad tendría un efecto tal que tanto los más jóvenes como los más ancianos se sentirían poco interesados por lo público. Por otra parte, las generaciones de españoles habrían desarrollado distinta propensión a interesarse dependiendo de las circunstancias sociales, políticas y económicas en las que crecieron. Finalmente, los efectos de período —que se identifican por su impacto sobre todos los individuos, independientemente de su edad o generación— podrían apuntar a un aumento sostenido de los niveles generales de esta

actitud a lo largo del período de normalidad democrática o a efectos puntuales y marcados para años concretos.

La separación de estos tres efectos se considera el nudo gordiano de los estudios de socialización. Para intentarlo con unas mínimas garantías se requiere el uso de encuestas panel (cuya característica fundamental es que la misma muestra es encuestada varias veces a lo largo del tiempo), prácticamente inexistentes en el caso español. Por eso esta investigación utiliza encuestas transversales fusionadas en un único «falso panel» y distintas técnicas de análisis multinivel para descomponer la varianza del fenómeno del interés por la política.

La estructura del artículo se detalla a continuación. En primer lugar, se revisarán los hallazgos más importantes relativos a los efectos de la edad, las cohortes y el período sobre el interés por la política en general y para el caso español en particular. Se presentarán datos sobre la evolución de la relación entre edad e interés por la política en España entre 1985 y 2008 y se enunciarán una serie de hipótesis sobre los efectos y mecanismos causales que relacionarían estos tres factores con la actitud que nos ocupa. En el siguiente apartado se especifica el diseño de investigación, con especial atención a los datos, las variables y las técnicas utilizadas. A continuación se presentan y comentan los resultados más relevantes a fin de contrastar las hipótesis de trabajo. El artículo concluye con una compilación de las conclusiones más relevantes.

EL EFECTO ESPERADO DE LA EDAD, LAS COHORTES Y EL PERÍODO SOBRE EL INTERÉS POR LA POLÍTICA

La edad es una característica individual fundamental para el estudio de las actitudes políticas en la medida en que, entre otras cosas, asigna un rol y un estatus en el sistema social

(Justel, 1992). Así, algunos grupos de edad manifestarían ciertas tendencias políticas con mayor propensión que otros. Pero tras la variable edad encontramos dos efectos muy distintos con repercusiones diferentes sobre los niveles agregados de una actitud política en una sociedad: el efecto del ciclo vital y el efecto de las cohortes. Para complicar un poco más las cosas, ambos efectos se solaparían —es decir, producirían efectos idénticos si prestamos atención a un único momento del tiempo—. Veamos cómo.

En primer lugar encontraríamos el efecto del ciclo vital, ligado a la maduración y a los cambios —económicos, sociales— esperables en todos los individuos a medida que estos cumplen años. A menos que se produzcan cambios demográficos —y aun así, la mayoría de estos son apreciables solo a largo plazo—, los efectos de esta variable sobre los niveles agregados de una actitud son relativamente estables (Bean, 2005). Concretamente, según los resultados reflejados en la literatura especializada, edad e interés tendrían una relación de tipo cuadrático por la que tanto los más jóvenes como los más mayores estarían menos interesados que las personas de mediana edad (Verba y Nie, 1972; Milbrath y Goel, 1977; Marsh *et al.*, 2007).

Los jóvenes son generalmente dependientes de sus padres, por lo que no tendrían incentivos para informarse sobre las políticas públicas que les afectan como responsables de un hogar y unos hijos (Sapiro, 1994; Stoker y Jennings, 1995). No han experimentado aún muchos estímulos políticos ni han entrado a formar parte de todas sus futuras redes sociales (Nie *et al.*, 1996), lo que les haría sentirse más ajenos a los procesos políticos que los individuos adultos. Estos últimos están más integrados en la sociedad y más vinculados a las normas y restricciones propias de su situación en esta estructura (Goerres, 2007). Por el contrario, los jóvenes no forman parte en su mayoría de la población activa (Rosenstone y Hansen, 1993), lo

que les evita interaccionar con potenciales transmisores de ideas e información política como compañeros de trabajo o sindicatos. Algunas preocupaciones propias de los trabajadores —salarios, convenios, cotizaciones— les son ajenas, como también las reflexiones a propósito de qué partido defenderá mejor su posición en la estructura social, que aún no se ha estabilizado. En definitiva, los jóvenes presentarían una escasa propensión a interesarse por la política en comparación a los adultos, cosa que solo mejoraría al madurar.

Por otra parte, también los más mayores presentarían bajos niveles de interés por la política. En un principio, las teorías sobre la desvinculación política de los ancianos sugerían que estos, independientemente de sus recursos materiales o de su salud, se desconectan de sus aficiones y militancias como una manera de prepararse para la desconexión de otras redes sociales y familiares —más importantes— y de minimizar el impacto negativo que tendrá su desaparición sobre la sociedad (Cummings y Henry, 1961). Posteriormente se sugirió que, a medida que los ciudadanos envejecen, sus redes sociales se deterioran, sus estímulos políticos disminuyen y su rol social se hace menos central y visible (Visser y Krosnick, 1998; Durán, 2007), lo que potencia su escepticismo político.

El segundo efecto que operaría tras la variable edad estaría ligado a la socialización política, y se conoce como «efecto cohorte». La teoría de la socialización política sugiere que los individuos interiorizan normas, valores y actitudes principalmente antes de su vida adulta (Markus, 1986; Delli Carpini, 1989; Stoker y Jennings, 2008)¹. Durante esta etapa formativa están bajo la influencia de los agentes clásicos de la socialización (familia, escuela), pero también de los discursos

políticos y temas que dominan la agenda política (Bean, 2005). De adultos, sus actitudes continuarán reflejando el efecto del contexto en que crecieron. Esto sería especialmente relevante en el caso de una actitud afectiva, simbólica y difusa como el interés por la política, es decir, del tipo menos propenso a cambiar y evolucionar a lo largo de la vida². Como consecuencia, observaríamos patrones de similitud en el interés por la política de los individuos que nacieron en el mismo período y crecieron bajo las mismas circunstancias políticas, económicas y sociales y de diferencia entre individuos nacidos en distintas épocas (Glenn, 2005).

En este estudio llamamos *cohorte* a cada uno de estos grupos de población nacidos en un determinado período y, por tanto, influenciados en sus valores y actitudes políticas por un mismo conjunto de factores sociales, históricos o políticos. A diferencia de la edad, las cohortes son un factor de cambio cultural; puesto que si el contexto en que crecieron los ciudadanos de distintas épocas es diferente, sus creencias y orientaciones políticas también lo serán, y se producirá un efecto de sustitución o renovación cultural a medida que los ancianos mueran dejando paso a las nuevas generaciones (Campbell *et al.*, 1960; Butler y Stokes, 1974; Inglehart, 1990). Por esto, los análisis de cohortes permiten aproximarse a la continuidad y el cambio cultural (Mason y Wolfinger, 2001). El principal efecto de este factor sería de continuidad, si lo comparamos con el efecto de factores relativos a la coyuntura política, y de cambio a medio plazo, si lo comparamos con otros factores institucionales más estables o con variables sociodemográficas que no varían a nivel individual (como el sexo) o que

¹ Para una revisión de la evolución de esta literatura desde los años cincuenta véase Sears (1983).

² La naturaleza simbólica y difusa del interés por la política es uno de los supuestos que se hacen en estas páginas y que no se comprueban debido a la ausencia de datos panel. Sobre la formación temprana y la evolución a lo largo del ciclo vital de este tipo de actitudes véanse Easton y Dennis (1969) o Sears (1983).

apenas lo hacen a nivel agregado (como la edad). Así, resulta relevante comprobar cuánto protagonismo tiene este factor en los niveles de interés por la política para determinar el grado de cristalización de esta actitud en la cultura política española, si se está produciendo un reemplazo o una reproducción de los niveles de esta actitud en las nuevas generaciones y en qué dirección está ocurriendo.

Con respecto al interés por la política, existen distintos motivos por los que la pertenencia a una determinada cohorte podría haber afectado a la propensión a manifestar esta actitud. Uno de los primeros descritos es el grado de desarrollo económico en que los individuos crecieron (Andersen, 1979). Así, aquellas generaciones crecidas en épocas de escasez valorarían más el bienestar económico que la participación política o la libertad de expresión (Inglehart, 1990). Si interpretamos el interés por la política como una manifestación de implicación política y predisposición a la participación, podríamos considerar que aquellas cohortes crecidas en épocas de abundancia serán más propensas a interesarse que el resto.

Otra manifestación del grado de modernización y desarrollo social es el acceso a la educación, un factor que puede considerarse un indicador del lugar del individuo en la distribución del logro educativo y, por tanto, de su estatus (Nie *et al.*, 1996). Es asimismo una medida de la cantidad de recursos cognitivos que el individuo puede movilizar en caso de necesitarlos en la esfera pública (Verba *et al.*, 1995) y una aproximación a la medida en que este comparte los valores de su comunidad (Wildavsky, 1987; Laitin y Wildavsky, 1988). En cualquiera de estos supuestos, la educación se relaciona positivamente con el interés por la política en el plano individual (Van Deth, 2000). Aquí se argumenta, además, que el nivel educativo puede considerarse un atributo de las cohortes que puede contribuir a explicar las diferencias que existen entre ellas en cuanto al interés por la política.

Un repaso a la historia de la enseñanza obligatoria en España revela cómo el tiempo que pasan los ciudadanos formándose se ha dilatado. La ley Moyano, vigente entre 1857 y 1970, establecía que la enseñanza era gratuita y obligatoria entre los 6 y los 12 años. En 1970, la Ley General de Educación aumenta la obligatoriedad hasta los 16 años (aunque de facto solo se garantizase hasta los 14 años a través de la Educación General Básica); y las posteriores leyes orgánicas de educación pospusieron hasta los 16 años la edad de la obtención del primer título. Así, al margen de su situación económica o capacidades, el nivel de estudios medio de los ciudadanos de un determinado grupo etario estará ligado a la estructura de incentivos y oportunidades que proveyó el sistema político cuando eran niños, así como al nivel general de desarrollo social y económico del país en ese momento. Por este motivo, es conveniente tener en cuenta esta variable tanto a nivel individual como agregado cuando se trata de analizar el interés por la política de los españoles.

Finalmente, es igualmente importante tener en cuenta los procesos políticos que tuvieron lugar cuando los individuos estaban desarrollando sus orientaciones políticas. Estos sucesos pueden ser eventos especialmente remarcables, como escándalos, guerras o cambios institucionales profundos (Delli Carpini, 1989; Bartels, 2001), pero también elecciones (Freie, 1997; Blais y Rubenson, 2012; Van der Eijk y Franklin, 2009). Algunas de sus características y el hecho mismo de su celebración podrían fomentar la implicación política de los ciudadanos que las experimentaron durante el resto de su vida.

UN EFECTO CUADRÁTICO DE LA EDAD

Pues bien, ¿qué relación guardan en España interés por la política y edad? La tabla 1 muestra cómo han variado las correlaciones

TABLA 1. *Relación entre el interés por la política y la edad*

	1985	1986	1989	1993	1996	2000	2002	2004	2006	2007	2008
Edad	-0,2*	-0,22*	-0,19*	-0,11*	-0,15*	-0,11*	-0,1*	-0,1*	-0,12*	-0,08*	-0,1*
Joven (< 31)	0,12*	0,13*	0,08*	0,02	0,06*	0,02*	0,01	-0,023	0,01	0,01	-0,01
Adultos (31 a 59)	,014	,017	0,07**	0,04*	0,05*	0,08**	0,07**	0,12**	0,12**	0,06**	0,1**
Mayores (> 60)	-0,08**	-0,1**	-0,13**	-0,56**	-0,12**	-0,06**	-0,051**	-0,082**	-0,13**	-0,07**	-0,07**

* Relación significativa al 95%.

** Relación significativa al 99%.

Fuente: Elaboración propia a partir de los estudios CIS 1461 (1985), 1529 (1986), 1788 (1989), 2055 (1993), 2206 (1996), 2382 (2000), 2450 (2002), 2575 (2004), 2632 (2006), 2736 (2007) y 2760 (2008).

entre esta última variable y el hecho de estar muy o bastante interesado. La primera fila muestra los coeficientes de correlación de Pearson entre 1985 y 2008 para este indicador de interés y la edad, sugiriendo que efectivamente no existen grandes variaciones en su efecto a lo largo de estos más de veinte años: el mismo ha sido negativo y significativo, aunque moderado, y bastante menos intenso desde 1989. Esto significa que son los individuos más jóvenes los que tienden más a manifestar mucho o bastante interés. Para comprobar una relación de tipo no lineal se analiza también el vínculo de esta variable con la edad codificada en tres categorías³. Así, vemos que existía una relación significativa y positiva entre el hecho de tener menos de 30 años y manifestarse muy o bastante interesado hasta 1993, momento en que desaparece después de haber estado disminuyendo durante los años previos. Resulta mucho más estable la relación entre la categoría de personas de más edad y esta actitud, siempre negativa y significativa, aunque especialmente intensa en 1993, 1989 y 2006. De manera similar, el grupo de adultos guar-

da una relación positiva y significativa con esta actitud entre 1989 y 2007.

Estos datos son coherentes con los efectos que la literatura predice para la edad sobre el interés por la política, salvo para los coeficientes positivos que asocian juventud e interés hasta el año 2000. Esto podría deberse tanto a un efecto del contexto político como a la aparición de una cohorte particularmente interesada, lo cual sugiere una vez más la necesidad de separar estos tres efectos. De hecho, diversos estudios detectaron un elevado grado de interés por la política de los jóvenes —en comparación con sus mayores— a finales de la Transición. Estos trabajos propusieron que dichos jóvenes pertenecían a una nueva generación política que «empujaba» los viejos valores, desplazándolos (López Pintor, 1981; Justel, 1992; Montero *et al.*, 1998); en parte como consecuencia de sus expectativas de cambio político cumplidas.

Por tanto, mientras que en una situación «normal» deberíamos observar un efecto cuadrático de la edad sobre el interés por la política, cualquier circunstancia en que no se dé este hecho apuntaría a la influencia de otras variables, particularmente a la aparición de nuevas cohortes excepcionalmente implicadas o apáticas respecto a lo público. Así, el análisis longitudinal de la influencia de la edad sobre el interés por la política es un paso necesario para conocer el papel que

³ Para una discusión breve y muy pertinente de los límites de la juventud, véase García y Martín (2010). Las autoras señalan que el límite más generoso de la juventud está puesto en los 34 años y que la frontera más comúnmente aceptada en Ciencia Política —al menos, por el momento— son los 30 años. Véanse, por ejemplo, Anduiza (2001) o los estudios del INJUVE.

juegan las cohortes en la evolución de los niveles agregados de esta actitud. Esto nos permitirá también averiguar si los integrantes de la generación que protagonizó la Transición —y que hoy estarían entre los cincuenta y los sesenta años— siguen destacando por su compromiso con lo público.

LAS COHORTES: UN EFECTO QUE SE SOLAPA CON LA EDAD

Para analizar los efectos de las cohortes, la tabla 2 presenta las proporciones de españoles muy o bastante interesados por la política agrupándolos en diez períodos de nacimiento que abarcan diez años cada uno —salvo el último, más corto—, siguiendo una estrategia inductiva⁴.

Como ya se vio en la tabla 1, las cohortes más mayores presentan proporciones de ciudadanos muy o bastante interesados muy inferiores a las de mediana edad. Por otra parte, y si dejamos a un lado el dato excepcional relativo a 1996, las tres cohortes más jóvenes siguen una tendencia creciente en los últimos años. La cohorte 8 aumenta de manera rele-

vante en 2004 y luego se mantiene; la 9 se recupera en 2004 y especialmente en 2006, y la última aumenta en 2008 apreciablemente, aunque es pronto para hablar de su evolución. Puede que esta tendencia se deba al proceso de maduración de los integrantes de estas cohortes, aunque esto es difícilmente separable del hecho de dejar atrás la dictadura o del efecto que pueda tener la celebración de elecciones en 2004 y 2008.

La cohorte que presenta una media más elevada de interesados por la política durante todo el período es la compuesta por los nacidos entre 1947 y 1956. La siguen las nacidas entre 1957 y 1966 (en segundo lugar) y entre 1967 y 1976 (en tercer lugar). En el cuarto puesto encontramos a los nacidos en los períodos 1977-1986 y 1937-1946. La quinta cohorte con mayor proporción de personas interesadas sería la más joven, y la que menos, la que nació antes, entre 1897 y 1906. La preceden las tres cohortes nacidas inmediatamente después.

Como el lector habrá observado, los niveles de interés por la política de estas cohortes parecen solaparse con las teorías del ciclo vital que preveían un efecto cuadrático de la edad sobre el interés por la política. Las cohortes más interesadas se corresponden con los que eran jóvenes o se encontraban en el límite de su juventud durante la Transición, y su compromiso con la política ya ha sido destacado por estudios citados anteriormente, aunque cabe apuntar que el mismo no era tan excepcional, sino más bien solo destacable en relación con sus mayores. Estas personas también son adultos maduros —el momento del ciclo vital más propicio al compromiso político— durante casi toda la consolidación y normalidad democráticas⁵.

⁴ Para afrontar la división de la población en cohortes pueden adoptarse dos estrategias distintas. La primera parte de una serie de hipótesis sobre los períodos que más probablemente habrán influido en las actitudes de los individuos que los vivieron en un momento concreto de su socialización (Bennett y Rademacher, 1997; Montero *et al.*, 1998; Bennett, 2000; Mishler y Rose, 2007). La segunda es más bien inductiva, y pasa por dividir a la población en función de períodos de nacimiento que abarquen un número de años similar, dejando que sean los datos los que sugieran posibles factores influyentes en cada generación (Jaime, 2008; Stoker y Jennings, 2008; Hadjar y Schlapbach, 2009). En este trabajo se ha elegido esta última estrategia por ser menos difícil de justificar teóricamente, ya que evita partir de supuestos tan importantes como el momento exacto de la vida en que los individuos son más permeables al contexto político o qué características del mismo son capaces de afectar al interés por la política. Por el contrario, permite comprobar la potencialidad de algunos factores como «generadores» de cohortes políticas. Finalmente, permite aumentar el número de cohortes, lo que, como veremos después, resulta valioso a la hora de emprender un análisis multinivel de la varianza.

⁵ Se ha evitado la representación gráfica de estos datos porque el número de cohortes y puntos en el tiempo hacía muy complicada su interpretación. Más adelante se presentan de esta manera los resultados de una estimación del efecto de la edad controlado por año de medición y cohortes.

TABLA 2. *Proporción de ciudadanos muy o bastante interesados por la política por cohorte y año*

Cohorte	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	(1897-1906)	(1907-1916)	(1917-1926)	(1927-1936)	(1937-1946)	(1947-1956)	(1957-1966)	(1967-1976)	(1977-1986)	(1987-...)
1985	9,5 (42)	16,7 (186)	19,0 (289)	18 (394)	24,6 (411)	34,2 (450)	29,1 (519)	21,3 (75)		
1986	8 (75)	10,7 (299)	13,5 (584)	16,8 (738)	22,9 (707)	27,4 (753)	26,4 (967)	21,9 (233)		
1989	9,1 (22)	7,3 (164)	15,2 (434)	18,2 (518)	25,1 (554)	31,9 (565)	31,9 (693)	19,6 (382)	(3)	
1993	(4)	13,5 (89)	16,2 (222)	23,7 (372)	19,8 (374)	28,6 (413)	27,7 (477)	21,8 (505)		
1996	(4)	27,1 (55)	26,1 (244)	32,8 (330)	41,5 (335)	42,8 (378)	42,8 (479)	42,6 (538)	34,7 (101)	
2000	20,0 (10)	18,3 (322)	14,5 (1.699)	18,9 (3.679)	22,1 (3.013)	28,6 (3.449)	26,2 (4.483)	22,4 (4.695)	17,1 (2.632)	
2002	4,4 (23)	15,7 (236)	15,9 (536)	15,9 (536)	22,8 (548)	32,1 (633)	26,7 (760)	23,3 (836)	20,2 (658)	
2004	18,2 (11)	18,2 (11)	22,1 (113)	24,3 (292)	27,3 (315)	38,1 (360)	41,4 (423)	32,3 (483)	24,8 (484)	
2006	(7)	(7)	14,1 (85)	15,0 (213)	28,0 (257)	37,9 (325)	35,7 (354)	33,5 (788)	30,6 (940)	19,4 (186)
2007	(5)	(5)	19,1 (68)	14,1 (199)	23,6 (250)	31,1 (309)	30,5 (639)	27,7 (1.041)	28,3 (950)	20,5 (220)
2008	(7)	(7)	18,1 (94)	21,0 (267)	32,2 (398)	35,7 (398)	39,9 (504)	34,1 (604)	29,1 (539)	27,0 (148)
Promedio 1985-2008	11,7	14,5	17,6	19,9	26,4	33,5	32,6	27,3	27,3	22,3

No se muestran porcentajes de las categorías que no llegan a los diez casos. Existe una primera cohorte formada por los nacidos entre 1887 y 1896, pero en total suman 18 individuos y no llegan a los diez en ningún año.

Fuente: Elaboración propia a partir de los estudios CIS 1461 (1985), 1529 (1986), 1788 (1989), 2055 (1993), 2206 (1996), 2382 (2000), 2450 (2002), 2575 (2004), 2632 (2006), 2736 (2007) y 2760 (2008).

Esto complica para el caso español aún más el conocido problema de la identificación típico de los modelos de edad, período y cohortes, y que implica que las tres variables mantienen una relación de dependencia lineal, de manera que con dos de ellas podemos calcular la tercera (Mason *et al.*, 1973; Mason y Fienberg, 1985; Winship y Harding, 2008). Pero también hace más necesario un esfuerzo por intentar separar el efecto de las generaciones del que tiene el ciclo vital.

EL PERÍODO. AUMENTOS GENERALIZADOS COINCIDIENDO CON LAS ELECCIONES

Finalmente, y de manera intuitiva, podemos suponer que no todos los momentos son igualmente interesantes desde el punto de vista político para el ciudadano. En la tabla 2 se aprecian algunas variaciones en la proporción de personas muy o bastante interesadas probablemente debidas a efectos del período. Los mismos se identifican por aumentos o descensos en toda la población en el momento de medición de una actitud política (Cassel, 1993; Fuchs, 1999; Henn *et al.*, 2002). Por ejemplo, se observa una relativa estabilidad en todas las cohortes entre 1985 y 1989, salvo para los nacidos entre 1907 y 1916, entre los que disminuye en diez puntos la proporción de interesados por la política. En dos momentos (1996 y 2004), coincidiendo con sendas elecciones generales excepcionales por diversos motivos (tasas de participación elevadas, cambio de ciclo electoral, circunstancias traumáticas en las que se celebraron las elecciones del 14 de marzo de 2004 tras los atentados ocurridos tres días antes...), se observan crecimientos generalizados en prácticamente todas las cohortes, seguidos de resacas (2002 y 2006-2007); aunque la tendencia general es al aumento del interés político tras 2002.

La escasa evidencia empírica que intenta comprobar hasta qué punto varía o es esta-

ble a lo largo de la vida y del tiempo el interés por la política sugiere que esta actitud no es demasiado sensible al contexto y que destaca por su estabilidad (Van Deth y Elff, 2004; Prior, 2008 y 2010). Todo ello indica que se trataría de un aspecto actitudinal arraigado en la cultura política de las sociedades, que probablemente se forma en un estadio temprano de la vida y es poco dado a evolucionar después. Así, el papel del período sería menos destacable que el del ciclo vital o el de la cohorte, aunque es conveniente controlar el efecto de estos dos últimos factores por el del primero. Para ello se examinará la relación entre el interés por la política, la edad y las cohortes a lo largo del tiempo; y, en segundo lugar, se intentará determinar qué proporción de la variación de esta actitud se debe a los momentos en que ha sido medida.

Una vez finalizado el repaso a la literatura relativa a los efectos de la edad, las cohortes y el período sobre el interés por la política en general y en España en particular, cabe plantear las expectativas concretas que alberga este estudio, y que son las siguientes:

H1) Los niveles individuales del interés por la política en España se deben, en parte, a un efecto cohorte que coexiste con un efecto cuadrático de la edad.

H2) El efecto de las cohortes es superior al efecto de la edad porque la predisposición a esta actitud se adquiere tempranamente y es poco propensa a cambiar a lo largo de la vida.

H3) Por el mismo motivo, el efecto de las cohortes sobre los niveles de interés por la política es superior al efecto del período.

H4) Las generaciones de españoles presentarían una mayor predisposición a interesarse si crecieron en un entorno de normalidad democrática y en circunstancias económicas y sociales benignas —con particular atención a su nivel medio de educación—, independientemente del efecto de la edad.

Por lo tanto, el efecto del reemplazo generacional es previsiblemente positivo, ya

que las generaciones más jóvenes han crecido en circunstancias favorables al interés por la política.

Hasta aquí la exposición del objeto de estudio, el estado de la cuestión y las hipótesis de trabajo. A continuación se tratan las cuestiones de los datos, las técnicas y variables utilizadas para comprobar estas hipótesis.

DISEÑO DE INVESTIGACIÓN Y DATOS: EL RETO DE SEPARAR EL EFECTO DE LAS COHORTES, LA EDAD Y EL PERÍODO

Para comprobar las hipótesis recién planteadas se han seleccionado once encuestas realizadas por el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) entre 1985 y 2008 en que aparece el indicador de interés por la política más habitual («En líneas generales, ¿diría Ud. que la política nacional le interesa mucho, bastante, poco o nada?»). Dichas encuestas, previa recodificación de las variables de interés de manera que resulten equivalentes, se han fusionado en una misma base de datos, conformando así un falso panel a falta de datos longitudinales para una misma muestra de individuos (Firebaugh, 1997).

Con estos datos, se realizarán una serie de análisis multivariantes que sometan a prueba empírica las mencionadas hipótesis. En primer lugar, se estimará el interés por la política mediante un modelo que considera un efecto cuadrático de la edad para las distintas cohortes especificadas y para cada uno de los años analizados. Los objetivos son observar si el efecto de la edad es homogéneo a lo largo de los años o bien varía, apuntando a posibles efectos de cohorte, así como identificar efectos del período y analizar la evolución de las distintas cohortes. Esta estrategia está orientada, por tanto, a comprobar la primera hipótesis.

En segundo lugar, se realizará una estimación del interés por la política de tipo jerárquico, lineal y de clasificación cruzada.

Esta es la única manera de considerar los tres factores explicativos propuestos a la vez, dada la naturaleza de los datos manejados. Los mismos tienen una estructura tal que los individuos, situados en un primer nivel, se agrupan en cohortes, que pueden ser entendidas como observaciones de segundo nivel. Igualmente, las actitudes de los individuos se miden en cada uno de los once años contemplados en este estudio, por lo que los momentos de medición pueden también ser considerados un segundo nivel. Esta estructura jerárquica permite intentar resolver la cuestión de qué parte de la varianza de nuestro objeto de estudio se debe a características de los ciudadanos o al segundo nivel especificado (Bryk y Raudenbush, 1987 y 1992; Goldstein, 1995), esto es, a las cohortes y al período. Sin embargo, todas las cohortes no están anidadas en cada uno de los once años analizados, por lo que la estimación de un modelo con tres niveles queda descartada.

Así, se ha adaptado la solución propuesta por Yang y Land (2006) para datos de clasificación cruzada como los que manejamos⁶. Se trata de una variante de los modelos jerárquicos lineales en que se especifica que los datos se estructuran en un segundo nivel constituido por una matriz determinada por las cohortes (en este caso, en las filas) y los distintos años en que fueron realizadas las encuestas (columnas). Sin embargo, el escaso número de observaciones en los niveles superiores y el hecho de que esta técnica es incompatible con la ponderación de los casos a nivel individual invita a mantener este

⁶ Estos autores han sugerido otras maneras de afrontar el problema de la identificación de la edad, el período y las cohortes incluso más sofisticadas. Véase, por ejemplo, el cálculo del «estimador intrínseco» (Yang, Fu y Land, 2004) que, aunque presenta propiedades matemáticas deseables, no soluciona definitivamente el problema de la identificación. Para conocer las bases teóricas y cálculos de los modelos de clasificación cruzada con efectos aleatorios (CCREM por sus siglas en inglés), véase Raudenbush y Bryk (2002).

modelo lo más sencillo posible. Se estimarán únicamente efectos aleatorios sobre la constante con el mínimo número posible de variables independientes, y tomando los resultados con máxima cautela. El propósito de esta estimación es comprobar qué proporción de la varianza del interés por la política se debe a los tres fenómenos típicos de los modelos APC y si vale la pena entrar en los mecanismos por los que estos ejercen su influencia. La fórmula de la misma es la siguiente⁷:

$$(1) \text{INTERÉS}_{ij} = \theta_0 + \theta_1 * \text{EDAD}_{ij} + \theta_2 * \text{EDAD}^2_{ij} + b_{00} + c_{00} + e_{ij}.$$

A continuación, se planteará un modelo jerárquico lineal que toma las cohortes como un segundo nivel de análisis. Esta estimación permitirá conocer qué proporción de la varianza del interés por la política se debe a la edad y qué proporción a las cohortes de manera alternativa al análisis de clasificación cruzada (segunda hipótesis). Su modelo es el siguiente:

$$(2) \text{INTERÉS}_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * \text{HOMBRE}_{ij} + \beta_2 * \text{NIVEL EDUCATIVO}_{ij} + \beta_3 \text{EDAD}_{ij} + \beta_4 \text{EDAD}^2_{ij} + U_{0j} + e_{ij}.$$

En todos los casos, el interés por la política para cada individuo es una variable que toma valores discretos entre 0 y 3 dependiendo de si el individuo manifiesta ningún, poco, bastante o mucho interés. Entendemos que el efecto cuadrático de la edad es fijo para toda la población, mientras que los efectos de las cohortes U_{0j} (o efectos de nivel 2) son variables; por lo que se trata de un modelo lineal con pendiente fija y constante variable en función de la cohorte de pertenencia⁸. Para realizar esta estimación se ha

tomado la decisión de utilizar cohortes quinquenales en lugar de decenales, con la finalidad de aumentar el número de unidades en el segundo nivel; y esto con la finalidad de cumplir con el supuesto relativo al número de observaciones necesarias en nivel agregado, que suele considerarse aceptable a partir de 20 o 30 unidades (Kreft y De Leeuw, 1998)⁹. De esta manera se obtienen 19 cohortes y se minimiza la posibilidad de que los estimadores de segundo nivel resulten sesgados.

También se ha considerado la estrategia sugerida por Winship y Harding (2008), basada en desviar el foco de atención de los factores propiamente dichos para centrarlo en sus mecanismos causales. En el caso que nos ocupa puede intentarse capturando el efecto de las cohortes a partir de variables que caractericen los períodos en que estos ciudadanos crecieron; es decir, a partir de variables independientes de segundo nivel. Los indicadores que intentan recoger los mecanismos por los que una cohorte podría predisponerse al interés por la política son cuatro. Tres de ellos tratan de capturar el grado de desarrollo económico y social del país mientras sus actitudes se encontraban en formación, y uno hace referencia al clima político en esa misma época.

Esta última variable es el número de elecciones que los individuos de una cohorte han experimentado durante su infancia y juventud. Como todas las variables referidas a las cohortes, presenta algunos problemas de índole técnica que requieren una explicación. Puesto que cada cohorte abarca un período de nacimiento de cinco años, es imposible que los individuos dentro de cada una de ellas hayan vivido el mismo número de elecciones. Ya que esta dificultad es difícilmente

⁷ θ_0 es la constante del modelo, θ_1 y θ_2 son los coeficientes de primer nivel para el efecto de la edad, b son los efectos aleatorios asociados a los predictores de columnas (años), c son los efectos aleatorios asociados a predictores de fila y e es un residuo a nivel individual.

⁸ β_0 es la media general del interés por la política, β_1 y β_2 , recogen el efecto de las variables de control sexo y nivel de estudios, β_3 , y β_4 especifican el conocido efecto cuadrático de la edad sobre el interés por la política de los individuos, U_{0j} es el efecto de la cohorte j sobre el

nivel medio de interés por la política de los individuos y e_{ij} es un residuo a nivel individual.

⁹ Las mismas estimaciones se han realizado también teniendo en cuenta 10 cohortes y no 19. Los resultados son básicamente idénticos, aunque los presentados aquí son más robustos.

salvable, se eligió el período que transcurre desde que los más jóvenes de cada cohorte nacen, hasa que cumplen 21 años; lo que a su vez equivale para los veteranos de cada cohorte al período que va entre los 5 y los 26 años. De esta manera, abarcamos los denominados «años impresionables» y las circunstancias en que los individuos de cada cohorte se convirtieron en ciudadanos, un momento especialmente relevante para la formación de actitudes, valores y visiones del mundo (Alwin y Krosnick, 1991)¹⁰.

En concreto, se han contabilizado todas las elecciones democráticas que se han celebrado a la vez en todo el territorio nacional, lo que incluye generales y municipales —también las celebradas durante la II República—, así como europeas y referendos de ámbito estatal; y excluye las elecciones autonómicas, provinciales y los referendos autonómicos. Esta variable debería recoger parte de la variación en el interés por la política debida a las cohortes bajo el supuesto de que aquellas cohortes con más experiencia democrática han recibido más estímulos de naturaleza política —durante campañas electorales y/o a través de los distintos agentes de socialización— durante el período clave en que

la literatura asume que se generaron las bases de su atención y curiosidad por lo público.

Las tres variables que recogen el grado de desarrollo económico y social en que crecieron los ciudadanos son el Producto Interior Bruto (PIB) per cápita, la esperanza de vida al nacer y el nivel de estudios de cada cohorte. En cuanto al PIB per cápita, se han calculado los promedios de este indicador para los tramos en que nacen los miembros de cada cohorte a partir de los datos facilitados por Maluquer de Motes (2009). Es relevante matizar que esta fuente es una estimación (no existen datos reales del PIB anteriores a 1958) alternativa a otras (Barciela *et al.*, 2005), y que se expresa en euros constantes del año 2000¹¹.

La esperanza de vida al nacer también captura un aspecto del grado de desarrollo económico en el que crecieron los integrantes de las distintas generaciones, puesto que es el resultado de distintas mejoras tecnológicas, médicas, agrícolas... y es un indicador habitual de desarrollo y calidad de vida, hasta el punto que se utiliza en el cálculo del Índice de Desarrollo Humano. El dato es una estimación del promedio de años que vivirían los nacidos el mismo año manteniendo constante la tasa de mortalidad. Se han utilizado datos secundarios, extraídos de Cabré *et al.* (2002), que no están desagregados para cada año entre 1897 y 2008, por lo que no podemos calcular medias de esperanza de vida por cohortes. La decisión tomada en este caso consiste en aproximarla a partir de la esperanza de vida media de los hombres que nacieron en cada cambio y mitad de década. Así, la primera cohorte toma el valor de los nacidos en 1900, la segunda, de los nacidos en 1905, etc.

¹⁰ En cuanto a la teoría de los años impresionables, esta sugiere que las actitudes se forman durante la adolescencia y la primera juventud, cristalizándose y consolidándose con posterioridad (Mannheim, 1952; Greenstein, 1965; Jennings y Niemi, 1981; Sears, 1990). Existen discrepancias sobre el período exacto que abarcarían, pero se acepta de manera generalizada que el punto de inflexión estaría en torno a la mayoría de edad, comenzando a los 14 años como muy pronto y finalizando como muy tarde a los 25 (Newcomb *et al.*, 1967).

Entre la literatura que destaca la importancia de la mayoría de edad como punto de inflexión en la formación de actitudes destacan Jennings (2002), Tilley (2002) o Stoker y Jennings (2008). El problema es que la mayoría de edad en España varía a lo largo del tiempo. Hasta 1943, y según el código civil de 1889, se adquiría a los 25 años. La ley rebajó esa edad en 1943 hasta los 21 años y de nuevo en 1978 a los actuales 18. A la luz de este dato, el hecho de que dentro de cada cohorte se recojan todas estas edades relevantes (18, 21 y 25) cobra más sentido.

¹¹ Esta serie viene a corregir las estimaciones a la baja de Prados de la Escosura, que son las más utilizadas pese a que este autor ha vuelto a estimar al alza diversas veces esos datos.

A diferencia de las dos variables anteriores, el nivel de estudios medio que ha alcanzado cada generación se ha calculado a partir de los datos de cada encuesta¹². Los motivos por los que esta variable se considera relevante ya han sido expuestos, pero cabe resaltar que esta convive en los modelos multinivel con el nivel educativo de los individuos. Para evitar que ambas variables midan lo mismo y ser coherentes con el diseño de investigación, el nivel de educación individual está centrado en la media del grupo; es decir, recoge cuánto se aleja cada individuo de la media de educación de su cohorte, mientras que la variable de segundo nivel es precisamente esa media. De esta manera, se incluyen los dos aspectos de la educación: los logros y oportunidades a nivel individual y las posibilidades formativas que han tenido las distintas generaciones de españoles.

Un aspecto a tener en cuenta es la monotonicidad de estas variables de segundo nivel. La monotonicidad es la proporción de cambios concordantes en una variable respecto a los valores de otra variable. Cuando los cambios son en el mismo sentido, hay concordancia; y si no es el caso, hay discordancia. Las variables con una relación más monotónica con el orden de las cohortes son la esperanza de vida, el PIB y el nivel de es-

tudios¹³. Esto puede ser relevante porque si finalmente estas tienen un efecto significativo y positivo sobre el interés político, querrá decir que, una vez que controlamos por el efecto cuadrático de la edad, son las generaciones más jóvenes las más propensas a interesarse.

Con esto, finalizan las aclaraciones relativas a los datos, técnicas y principales variables que se utilizarán en el análisis empírico¹⁴. El siguiente apartado se ocupa del comentario de la evidencia empírica producida para comprobar las hipótesis.

RESULTADOS: COHORTES *VERSUS* EDAD Y PERÍODO

En este apartado se analiza la relación entre edad, período y cohortes siguiendo tres estrategias distintas. La primera limita la evidencia empírica a la inspección visual de unos gráficos que representan la estimación más sencilla posible de esta relación. La segunda consiste en considerar las tres fuentes posibles de variación a la vez mediante un modelo jerárquico de clasificación cruzada. La tercera y última analiza las fuentes de la varianza del interés por la política distinguiendo entre variables individuales y variables características de las cohortes.

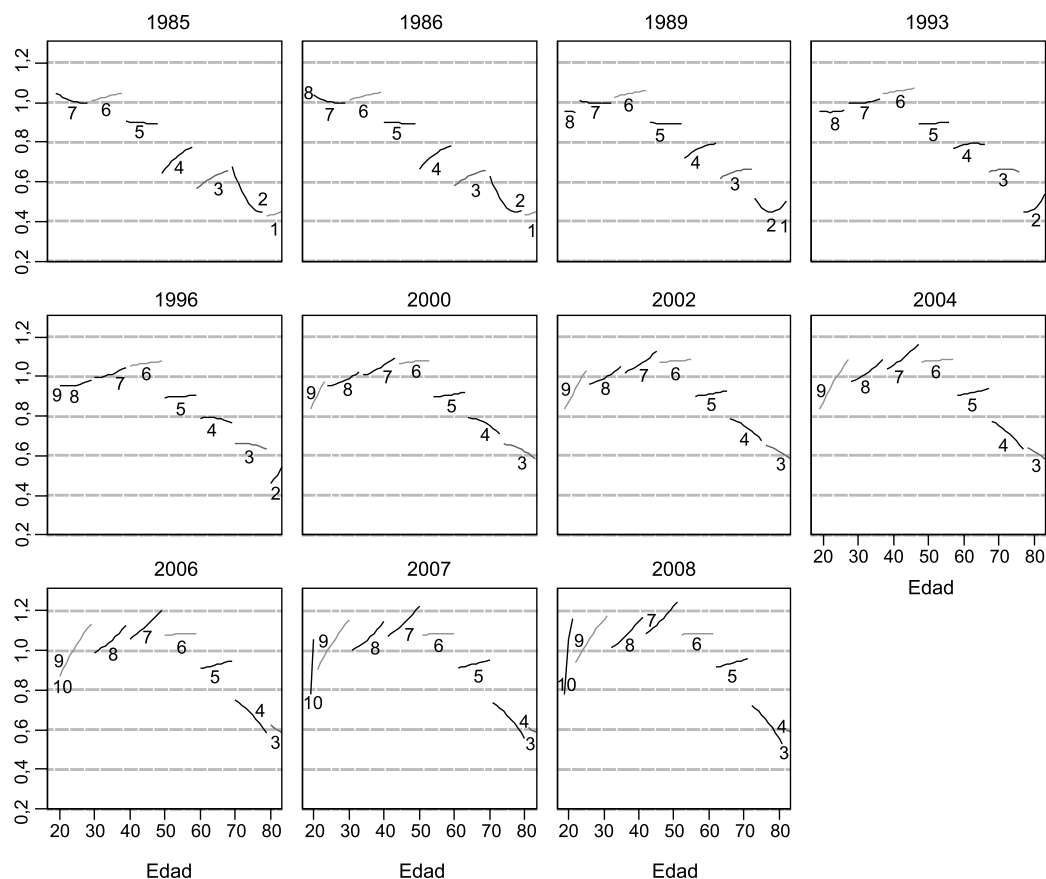
En el gráfico 1 se representan las medias de los valores predichos por la estimación del interés por la política a partir únicamente del efecto cuadrático de la edad, para cada una de las diez cohortes presentadas y en cada uno de los once años analizados. El primer fenómeno que salta a la vista es que, aunque los niveles

¹² La codificación de esta variable merece una especial atención, puesto que a lo largo del tiempo el CIS ha variado el número de categorías relativas al nivel de estudios. Para los análisis aquí expuestos, se ha recodificado esta variable en cada una de las encuestas utilizadas de manera que esté comprendida entre los valores 0 y 7. 0 equivale a no haber ido a la escuela y/o ser analfabeto. 1, a una escolarización primaria no completa y/o inferior a 5 años; 2, a estudios primarios completados, EGB y equivalentes; 3, a la Educación Secundaria Obligatoria, Bachiller elemental y FP1; 4, a FP de grado medio, Bachillerato LOGSE, FP de grado superior, BUP y FP2 y equivalentes; 5, a carreras técnicas, diplomaturas, estudios no reglados y estudios universitarios de hasta 3 años; 6, a licenciaturas e ingenierías superiores, y 7, a doctorados, postgrados o especializaciones.

¹³ El indicador de monotonicidad utilizado es la correlación de Kendall. Se ha calculado este estadístico para cada una de las variables de cohorte en relación a su número de orden o identificador, y los resultados son los siguientes: PIB/cápita: 0,86**; esp.vida = 0,94**; núm. elecciones = 0,58**, nivel estudios = 0,86**.

¹⁴ En el anexo se pueden consultar los estadísticos descriptivos de las variables individuales y agregadas manejadas en los análisis.

GRÁFICO 1. Valores predichos del interés por la política a partir del efecto de la edad para cada cohorte, 1985-2008



El gráfico representa la media de los valores predichos no estandarizados por la siguiente ecuación:

$\text{INTERÉS POLÍTICO} = \beta_0 + \beta_1 * \text{EDAD} + \beta_2 * \text{EDAD}^2$. La estimación se ha realizado para cada una de las diez cohortes.

La R^2 para cada una de las cohortes es: 1 = 0,01; 2 = 0,015; 3 = 0,001; 4 = 0,003; 5 = 0,000; 6 = 0,000; 7 = 0,004; 8 = 0,003; 9 = 0,012; 10 = 0,033.

Fuente: Elaboración propia a partir de los estudios CIS 1461 (1985), 1529 (1986), 1788 (1989), 2055 (1993), 2206 (1996), 2382 (2000), 2450 (2002), 2575 (2004), 2632 (2006), 2736 (2007) y 2760 (2008).

de interés por la política de las cohortes 3 y 4 descienden a medida que envejecen, estos nunca llegan a ser tan altos como los de las cohortes 1 y 2 a edades semejantes. Por tanto, el reemplazo generacional que ha tenido lugar durante este período ha repercutido positivamente sobre los niveles agregados de interés por la política en España.

El gráfico también sugiere que la relación entre el interés por la política y la edad elevada al cuadrado solo es evidente a partir de 1996-2000, algo que apuntaba la primera de las tablas presentadas. Antes, la relación era más bien de tipo lineal y negativo, de manera que los más jóvenes son claramente los más interesados. A medida que las cohortes 7 y 6

(nacidos entre 1947 y 1966) envejecen, se mantienen como las más interesadas, y pasan de ocupar el extremo izquierdo de una recta con pendiente negativa a situarse en el punto de inflexión de una parábola negativa. Así, durante los años ochenta existía un efecto cohorte que se imponía al efecto cuadrático de la edad. Este último no vuelve a ser apreciable hasta que estas cohortes entran en el grupo de adultos.

De hecho, este efecto de la edad es apreciable también dentro de cada cohorte. Por ejemplo, las cohortes 6 y 5 presentan unos niveles muy estables de interés por la política y escasas variaciones a lo largo del período analizado. Las cohortes 3 y 4 siguen una evolución compatible con un efecto cuadrático de la edad, pero con un punto de inflexión

alrededor de los 70 (cohorte 3) y de los 60 años (cohorte 4). Finalmente, las cohortes más recientes siguen una tendencia marcadamente creciente a medida que maduran, en algunos casos muy acusada. Puede decirse de estas cohortes —que en unos treinta años reemplazarán a los miembros de la cohorte que se estrenaron como ciudadanos durante la Transición y que actualmente ocupan el punto de inflexión de la relación entre edad e interés— que no parecen cohortes excesivamente apáticas y que «progresan adecuadamente». En algunos casos (la 9ª desde 2004, la 10ª en 2007 y 2008) presentan unas medias del interés por la política predicho equiparables o incluso superiores a los valores iniciales de las cohortes más interesadas al inicio del período estudiado.

TABLA 3. *Modelo de clasificación cruzada en cohortes y años*

		1) Modelo nulo		2) Modelo con predictores de 2.º nivel	
Variable	Parámetro	Coef.	e.	Coef.	e.
Efectos fijos					
Constante	θ_{00}	0,583***	0,116	0,758	0,725
Edad	θ_{20}			0,007	0,027
Edad ²	θ_{30}			-0,000	0,000
Efectos aleatorios					
Var (cohorte)	b_{00}	0,08***		0,031**	
Var nivel 1	e	0,445		0,444	
Var (años)	c_{00}	0,000**		0,000*	
Corr. intraclase cohortes		15%		6,5%	
Corr. intraclase años		0		0	
Proporción de la variación debida a la edad				0,1%	
Número de parámetros		4		6	
Desvianza		265,54		260,74	
AIC		273,54		272,74	
N Nivel 1		53.516		53.516	
N Nivel 2, filas: cohortes		10		10	
N Nivel 2, columnas: años		11		11	

Estimación de máxima verosimilitud.

* Relación significativa al 90%.

** Relación significativa al 95%.

*** Relación significativa al 99%.

En definitiva, la relación negativa entre edad e interés en los ochenta no debe ser interpretada estrictamente como resultado de un efecto de ciclo vital, sino como la combinación entre este y el efecto de cohorte, provocado por la singularidad de las cohortes 6 y 7, y en cierta medida de la 5, que parece tener también un comportamiento bastante estable a lo largo del tiempo. Esto supondría que los niveles agregados de interés por la política aumentarían en un futuro a medida que las cohortes de más edad sean reemplazadas por las que ahora están en la mediana edad. Este aumento no se vería amenazado por los jóvenes actuales, ya que llegan a estar tan implicados como sus padres en determinadas circunstancias y, desde luego, no son más apáticos que la media de españoles.

Para separar el poder explicativo del ciclo vital del de las cohortes y del período (hipótesis 2 y 3) se ha estimado el interés por la política a partir de un modelo jerárquico de clasificación cruzada. Los resultados del mismo se presentan en la tabla 3.

Este modelo no es especialmente robusto debido al escaso número de observaciones en las filas y columnas del segundo nivel, así que únicamente se ha introducido una variable explicativa a nivel individual: la edad. La misma logra explicar aproximadamente un 0,1% de la variación del interés por la política. Lo sabemos utilizando la fórmula de Kreft y De Leeuw (1998) para comparar las varianzas residuales del modelo nulo y el modelo que contiene la variable individual relevante¹⁵. La proporción de variación situada en un segundo nivel es de aproximadamente un 15%, y desciende hasta el 6,5% cuando tenemos en cuenta el efecto cuadrático de la edad. El mismo no resulta significativo por-

que se solapa en la mayoría de los años analizados con la influencia que ejercen las cohortes, como se acaba de indicar. Así, la proporción de la variación debida a un segundo nivel es como mínimo de un 6,5%. El «segundo nivel» teóricamente agrupa cohortes y años, pero como la proporción de la varianza entre años es cercana a cero, en realidad podemos achacar toda esta varianza al efecto de las cohortes¹⁶.

Así las cosas, existen motivos para pensar que el poder explicativo de las variables típicas de los modelos APC con relación al interés por la política sería muy escaso para el período, algo mayor para la edad y bastante más importante en el caso de la cohorte. Para corroborar esto y comprobar los mecanismos por los que las cohortes afectarían al interés por la política (hipótesis 2ª y 4ª) se ha estimado el interés por la política a partir de distintos modelos multinivel cuyos resultados se presentan en la tabla 4. Los dos primeros tratan de responder si son las generaciones o el ciclo vital el factor más influyente en el interés por la política; y de estos resultados se desprende que son las cohortes las que se llevan la parte del león. Veamos cómo se llega a esta conclusión.

El primer modelo, denominado nulo, no tiene en cuenta ninguna variable salvo la dependiente. Su propósito es averiguar qué proporción de la variación se debe a la es-

¹⁵ La fórmula exacta sería: (varianza residual del modelo nulo – varianza residual del modelo incondicional) / varianza residual del modelo nulo. En esta tabla su parámetro es la e.

¹⁶ Se ha calculado el mismo modelo con 19 cohortes en lugar de con 10. Los resultados son similares en el sentido de que la proporción de varianza debida al período sería, como máximo, de un 2%. Este es el motivo por el que no se ha realizado una estimación multinivel con los años en el nivel agregado. Según una convención en los análisis multinivel, es importante que la correlación intraclase sea superior al 5% para considerar que la aportación del segundo nivel a la variable dependiente merece ser explicada (Hox, 2002). El modelo nulo con 19 cohortes apuntaba a un 10,4% de variación debida a las cohortes y a un 1,3% debida a los años de medición. Se ha decidido no presentar estos resultados porque cuanto más pequeñas sean las cohortes y más cantidad haya, más se parece su efecto al del ciclo vital, y más difícil es separar los tres factores relevantes en los modelos APC.

TABLA 4. Estimación multinivel del interés por la política. Segundo nivel: cohortes

Variable	1) Modelo nulo		2) Modelo incondicional. Constante aleatoria		3) Modelo incondicional. Efecto de la edad		4) Modelo con predictores de 2º nivel II		5) Modelo con predictores de 2º nivel II		6) Modelo con predictores de 2º nivel III		7) Modelo con predictores de 2º nivel III	
	Coef.	E	Coef.	E	Coef.	E	Coef.	E	Coef.	E	Coef.	E	Coef.	E
Efectos fijos														
Constante	γ_{00}	0,826**	0,049	0,42**	0,116	0,22	0,127	0,128	0,03	0,128	-0,11	0,128	-1,09**	0,183
Numero eleccio- nes hasta 21/														
25 años* γ_{00}	γ_{01}								0,031**	0,006				
PIB* γ_{00}	γ_{01}										0,0001**	0,000		
Esp. de vida* γ_{00}	γ_{01}												0,023**	0,002
Nivel educación														
cohort* γ_{00}	γ_{01}								0,229**	0,008	0,229**	0,008	0,229**	0,008
Hombre	γ_{10}												0,65**	0,09
Nivel de estudios													0,229**	0,008
individual ^a														
Edad	γ_{20}								0,185**	0,007	0,185**	0,007	0,185**	0,007
Edad ²	γ_{30}								0,015**	0,004	0,016**	0,004	0,016**	0,004
									-0,0001**	0,000	-0,0001**	0,000	-0,0001**	0,000
Efectos aleatorios														
Var (constante)	U_0	0,044**							0,05**	0,046**	0,005**		0,011**	
Var (residual)	r	0,738	0,737						0,685	0,685	0,685		0,685	
Correlación intraclass														
$(U_0 / U_0 + r)$		5,6%	7,8%	11,8%	6,8%	6,3%	0,7%	1,6%						
Nº de parámetros		2	5	7	8	8	8	8						
Desviación		135.710,3	135.639,5	131.722,8	131.711,7	131.709,9	131.669,5	131.685,5						
AIC		135.714,3	135.649,5	131.736,8	131.727,7	131.725,9	131.685,5	131.701,5						
N Nivel 1		53.516	53.516	53.516	53.516	53.516	53.516	53.516						
N Nivel 2		19	19	19	19	19	19	19						

^a El nivel de estudios individual está centrado en la media de grupo. * Relación significativa al 95%. ** Relación significativa al 99%.

Modelo ponderado en el nivel individual. Estimaciones lineales de máxima verosimilitud del interés por la política.

Fuente: Elaboración propia a partir de los estudios CIS 1461 (1985), 1529 (1986), 1788 (1989), 2055 (1993), 2206 (1996), 2382 (2000), 2450 (2002), 2575 (2004), 2632 (2006), 2736 (2007) y 2760 (2008).

tructuración de los datos en un segundo nivel. Observamos que existe una proporción de la variación de la constante que es significativa (0,044**). También el valor de la correlación intraclase de este modelo indica que, al menos, un 5,6% de la variación de la actitud se debe a fenómenos que ocurren a nivel de cohorte. El siguiente modelo únicamente añade el conocido efecto cuadrático de la edad, el cual resulta significativo. En este caso se observa que la variación debida a las cohortes aumenta hasta casi el 8% (modelo 2), y hasta casi el 12% si tenemos en cuenta el resto de variables individuales (modelo 3), mientras que la proporción de la variación explicada por la edad es solo del 0,13% (de acuerdo, de nuevo, con la fórmula de Kreft y De Leeuw). Se confirma, una vez más, el escaso impacto de la edad sobre esta actitud.

Una vez comprobada la segunda hipótesis, se aborda a continuación la cuestión de los mecanismos causales que operan sobre el interés por la política tras la variable cohorte. Los siguientes modelos introducen cada uno una variable relativa al efecto de la socialización sobre las distintas generaciones. Todas ellas tienen un impacto positivo y significativo sobre la variable dependiente, y esto, independientemente de las variables a nivel individual: sexo, edad y nivel de estudios. El poder explicativo de las variables de segundo nivel se aprecia tanto en sus coeficientes positivos y significativos como en la progresiva reducción de la varianza de la constante. Por tanto, cada elección vivida hasta los 21-26 años repercute positivamente sobre los niveles de interés por la política de cada cohorte. Lo mismo sucede con cada euro per cápita de que disponen de media las distintas generaciones. Este efecto parece particularmente destacable en el caso del nivel de estudios y de la esperanza de vida. Ambas variables consiguen reducir la proporción de la varianza debida a este segundo nivel hasta el 0,7 y el 1,6%, respectivamente. La disminución de la desviación y el bajo valor del

Criterio de Información de Akaike sugieren que el mejor de estos modelos es el que contempla la esperanza de vida¹⁷. Así pues, la habituación a la práctica democrática de manera previa a la vida adulta potenciaría el interés por la política de las distintas cohortes, pero aún resulta más relevante el grado de desarrollo económico y social que se experimenta durante esa etapa de la vida.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Este artículo ha querido arrojar luz sobre la cuestión de si los niveles de interés por la política en España a lo largo del período de normalidad democrática se deben principalmente a un efecto de la edad, de las cohortes o del período y qué papel juegan los mismos en la evolución de los niveles agregados de esta actitud. La relevancia de esta cuestión radica en conocer las posibilidades de que estos niveles —entre los más bajos de las naciones occidentales— persistan, mejoren o incluso empeoren en un futuro; con sus respectivas consecuencias sobre la gobernabilidad y legitimidad democráticas.

Los análisis realizados corroboran que los tres factores conviven con distintos efectos, en lo que respecta a la dirección de su influencia y a su magnitud. La edad tiene un efecto cuadrático sobre esta orientación, tal y como la literatura predice, pero el mismo solo es evidente desde mediados de los años noventa, cuando los miembros de la cohorte que se estrenaron como ciudadanos en plena Transición pasan a ocupar el tramo de la mediana edad en la pirámide de población. Es en parte por esto que

¹⁷ El Criterio de Información de Akaike (conocido como AIC por sus siglas en inglés) es un indicador de ajuste de los modelos útil para comparar entre varios de ellos y elegir el que facilita más información siendo a la vez más parsimonioso. Tiene en cuenta el número de parámetros libres y la desviación del modelo. Aquel con un AIC de menor valor será el que provea más información con un mínimo de parámetros a estimar. $AIC = Desviación + (2 \times \text{número de parámetros})$.

el efecto de la edad es el factor de la tríada APC que contribuye a explicar menos variación del interés por la política (véanse las tablas 3 y 4). De todos los efectos hallados, los del período son los menos notables, debido al escaso número de observaciones en el segundo nivel de análisis (11) y a la escasa proporción de la variación que tendría lugar a este nivel, una vez que controlamos por factores individuales y el efecto de la edad y las cohortes.

Esto no significa que el efecto del contexto sea despreciable. No olvidemos que este factor puede tener un impacto directo sobre toda la población y en el momento de medición de una actitud (efecto período) o un efecto indirecto pero mucho más duradero, recogido en el efecto cohorte. El mismo consistiría en la influencia de un determinado arreglo institucional, suceso o circunstancias económicas y sociales sobre una cohorte en formación, antes del asentamiento de sus orientaciones políticas. En este trabajo se han apuntado unos cuantos mecanismos causales que no han sido descartados por los datos: la experiencia temprana de un sistema democrático normalizado y la sucesión de elecciones podría favorecer el interés por la política, lo mismo que un elevado grado de desarrollo económico y modernidad social.

Contemplando únicamente 10 unidades en este nivel de análisis, los datos sugieren que la proporción de la variación debida a la pertenencia a las distintas cohortes es mayor que la atribuible al año de medición del interés por la política o a la edad de los individuos. Los datos de los modelos multinivel de la tabla 4 confirman lo sugerido por el gráfico 1: el reemplazo de las generaciones de más edad por las más jóvenes habría contribuido al aumento generalizado del interés por la política a nivel agregado a lo largo del período 1985-2008. El mecanismo que más claramente habría causado este aumento es el progresivo desarrollo económico y social, especialmente en lo que respecta a la esperanza de vida y al nivel educativo (véase la

tabla 4). Estas variables guardan una relación monótonica con el orden de las cohortes —y por tanto, son indicadores indirectos del efecto del paso del tiempo— y son las que explican más variación del interés por la política entre generaciones—. Más y mejores recursos podrían haber repercutido sobre los niveles medios de bienestar y educación de las cohortes, así como sobre su sofisticación y curiosidad, contribuyendo a un crecimiento sostenido del interés a lo largo del período analizado.

Este hallazgo también confirma que las cohortes más jóvenes contribuirán, a medio y largo plazo —a medida que maduren—, a aumentar el interés por la política en España; puesto que se trata de generaciones con un nivel de estudios más elevado que el de sus antecesores, pero también con una amplia experiencia como ciudadanos de una democracia estable que, además, han crecido hasta ahora en condiciones de bonanza económica. El panorama general es, por tanto, de cambio a medio plazo y en una dirección positiva. La única sombra que se presenta —como posible fuente de cambio actitudinal que debería ser recogida en futuros estudios— es la crisis económica que comienza precisamente en el año en que se detienen los datos manejados. Esta podría alterar los valores de cohortes en formación, probablemente afectando a la percepción de actores e instituciones representativas, pero también por lo que respecta a la curiosidad y atención por los asuntos públicos.

Mientras no dispongamos de más datos, podemos reflexionar sobre qué ha contribuido a la formación de las nuevas cohortes. Por ejemplo, la cohorte 9 se estrena con unos valores predichos de interés por la política más elevados que la 10. ¿Está detrás de esto el clima político experimentado durante las legislaturas socialistas de los años ochenta o bien las expectativas de cambio —cumplidas— previas a las elecciones de 1996? ¿Están los más jóvenes influidos durante 2006 por un clima de desmovilización social?

¿Remitirá su arrebato de interés por la política en 2008, probablemente debido al clima electoral, o este ocurre a tiempo de afectarles durante el resto de su vida? ¿Qué papel ha jugado la socialización política que recibieron en el ámbito familiar, precisamente de las cohortes que destacan por su implicación política? Estas cuestiones deberán ser respondidas en un futuro mediante los datos y técnicas adecuadas, entrando en aspectos que aquí no hemos afrontado, como los límites de los años impresionables y el tipo de sucesos capaces de marcar las orientaciones de un individuo de por vida.

Lo que sí parece claro es que las cohortes más jóvenes no están invariablemente desinteresadas por la política y que son capaces de presentar casi tanta predisposición a la curiosidad por lo público como las cohortes adultas más cívicas, si el contexto acompaña. Esto descarta que en un futuro el reemplazo generacional pueda llevarnos inevitablemente a un panorama de mayor desinterés político que el que existe actualmente. Si la crisis económica lo permite, los procesos de demanda, apoyo, devolución y control de las élites políticas por parte de la ciudadanía podrán llevarse a cabo con normalidad gracias a unos niveles agregados suficientes —al menos, similares a los actuales— de interés por la política por parte de los españoles.

BIBLIOGRAFÍA

- Abramowitz, Alan I. y Kyle L. Saunders (2008): «Is Polarization Really a Myth?», *Journal of Politics*, 70 (2): 542-555.
- Almond, Gabriel A. y Sidney Verba (1963): *The Civic Culture: Political Attitudes and Democracy in Five Nations*, Princeton (NJ): Princeton University Press.
- Alwin, Duane F. y Jon A. Krosnich (1991): «Aging, Cohorts, and the Stability of Sociopolitical Orientations Over the Life Span», *American Journal of Sociology*, 97, 1: 169-195.
- Andersen, Kristi (1979): *The Creation of a Democratic Majority*, Chicago: University of Chicago Press.
- Anduiza, Eva (2001): *Actitudes, valores y comportamientos políticos de los jóvenes españoles y europeos*, Madrid: INJUVE.
- y Agustí Bosch (2004): *Comportamiento político y electoral*, Barcelona: Ariel.
- Barciela López, Carlos, Albert Carreras y Xavier Tafunell (2005): *Estadísticas históricas de España: Siglos XIX-XX*, vol. 1, Madrid: Fundación BBVA.
- Bartels, Larry (2001): «A Generational Model of Political Learning», presentado en la *Annual Meeting of the American Political Science Association*, San Francisco, septiembre.
- Bean, Clive S. (2005): «An Age-Old Question: Are Relationships between Age and Political Attitudes a Consequence of Life Cycle or Cohort-Replacement Effects?», presentado en *Social Change in the 21st Century*, QUT Carseldine, Brisbane, 28 de octubre.
- Benedicto, Jorge (2006): «La construcción de la ciudadanía democrática en España (1977-2004): de la institucionalización a las prácticas», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 114: 103-136.
- Bennett, Stephen Earl (2000): «Political Apathy and Avoidance of News Media Among Generations X and Y: America's Continuing Problem», en Sheilah Mann y John Patrick, *Education for Civic Engagement in Democracy*, Bloomington (IN): ERIC Clearinghouse for Social Studies.
- y Eric W. Rademacher (1997): «The "Age of Indifference" Revisited: Patterns of Political Interest, Media Exposure and Knowledge about Generation X», en Stephen C. Craig y Stephen Earl Bennett (eds.), *After the Boom: The Politics of Generation X*, Lanham (MD): Rowman & Littlefield.
- Blais, André y David Rubenson (2012): «Turnout Decline: Generational Value Change or New Cohorts' Response to Electoral Competition?». De próxima publicación en *Comparative Political Studies*.
- Bonet, Eduard, Irene Martín y José Ramón Montero (2006): «Actitudes políticas de los españoles», en Joan Font, José Ramón Montero y Mariano Torcal (coords.), *Ciudadanos, asociaciones y participación política en España*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Brady, Henry (1999): «Political Participation», en John P. Robinson, Phillip R. Shaver y Lawrence S. Wrihtsman, *Measures of Political Attitudes*, San Diego: Academic Press.

- Bryk, Anthony S. y Stephen W. Raudenbush (1987): «Applications of Hierarchical Linear Models to Assessing Change», *Psychological Bulletin*, 101: 147-158.
- y — (1992): *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Beverly Hills: Sage.
- Butler, David y Donald Stokes (1974): *Political Change in Britain*, Londres: McMillan.
- Cabré, Anna, Andreu Domingo y Teresa Menacho (2002): «Demografía y crecimiento de la población española durante el siglo XX», en Manuel Pimentel Siles (coord.), *Mediterráneo Económico, 1, Monográfico: Procesos Migratorios, economía y personas*, Almería: Caja Rural Intermediterránea-Cajamar.
- Campbell, Angus, Philip Converse, Warren Miller y Donald Stokes (1960): *The American Voter*, Nueva York: Wiley.
- (1962): «The Passive Citizen», *Acta Sociologica*, 6 (1-2): 9-21.
- Cassel, Carol A. (1993): «A Test of Converse's Theory of Party Support», *The Journal of Politics*, 55 (3): 664-681.
- Crozier, Michel, Samuel P. Huntington y Joji Watanuki (1975): *The Crisis of Democracy Report on the Governability of Democracies to the Trilateral Commission*, Nueva York: New York University Press.
- Cumming, Elaine y William E. Henry (1961): *Growing Old*, Nueva York: Basic Books.
- Dalton, Russell (2004): *Democratic Challenges, Democratic Choices: The Erosion in Political Support in Advanced Industrial Democracies*, Oxford: Oxford University Press.
- Delli Carpini, Michael X. (1986): *Stability and Change in American Politics: The Coming of Age of the Generation of the 1960s*, Nueva York: New York University Press.
- (1989): «Age and History: Generations and Sociopolitical Change», en Roberta Sigel (ed.), *Political Learning in Adulthood: A Sourcebook of Theory and Research*, Chicago (IL): University of Chicago Press.
- Durán, Rafael (2007): «La democracia de nuestros mayores. Compromiso cívico y envejecimiento en España», *Revista de Investigaciones Políticas y Sociológicas*, 6 (2): 91-105.
- Easton, David y Jack Dennis (1967): «The Child's Acquisition of Regime Norms: Political Efficacy», *The American Political Science Review*, 61 (1): 25-38.
- y — (1969): *Children in the Political System: Origins of Political Legitimacy*, Nueva York: McGraw-Hill.
- Finkel, Steven E. (1987): «The Effects of Participation on Political Efficacy and Political Support: Evidence from a West German Panel», *Journal of Politics*, 49 (mayo): 441-464.
- Firebaugh, Glenn (1997): *Analyzing Repeated Surveys*, University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Thousand Oaks: Sage.
- Franklin, Mark N. (2004): *Voter Turnout and the Dynamics of Electoral Competition in Established Democracies Since 1945*, Cambridge: Cambridge University Press.
- , Cees van der Eijk y Erik V. Oppenhuis (1996): «The Institutional Context: Turnout», en Cees van der Eijk y Mark N. Franklin (eds.), *Choosing Europe? The European Electorate and National Politics in the Face of the Union*, Ann Arbor: Michigan University Press.
- Freie, John F. (1997): «The Effects of Campaign Participation on Political Attitudes», *Political Behavior*, 19, 2: 133-156.
- Fuchs, Dieter (1999): «The Democratic Culture of Unified Germany», en Pippa Norris (ed.), *Critical Citizens: Global Support for Democratic Governance*, Oxford: Oxford University Press.
- y Hans-Dieter Klingemann (1995): *Citizens and the State*, Nueva York: Oxford University Press.
- García Albacete, Gemma M. (2006): *Jóvenes españoles y política. Análisis y reflexión metodológica a partir de las encuestas del CIS*, Informe correspondiente a la «Ayuda a la Investigación Sociológica» presentado al CIS, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- (2008): «¿Apatía política? Evolución de la implicación de la juventud española desde los años 80», *Revista de Estudios de Juventud*, 81: 133-159.
- e Irene Martín Cortés (2010): «La participación política de los jóvenes españoles en perspectiva comparada», en Mariano Torcal (ed.), *La ciudadanía europea en el siglo XXI. Estudio comparado de sus actitudes, opinión pública y comportamiento políticos*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.

- Glenn, Norval (2005): *Cohort Analysis*, Beverly Hills (CA): Sage.
- Goerres, Achim (2007): «Why are Older People more Likely to Vote? The Impact of Ageing on Electoral Turnout across Europe», *British Journal of Politics and International Relations*, 9: 90-121.
- Goldstein, Harvey (1987): *Multilevel Models in Educational and Social Research*, Nueva York: Oxford University Press.
- (1995): *Multilevel Statistical Model* (2ª ed.), Londres: Edward Arnold.
- Greenstein, Fred I. (1965): *Children and Politics*, New Haven: Yale Univ. Press.
- Gunther, Richard, José Ramón Montero y Joan Bottella (2004): *Democracy in Modern Spain*, New Haven: Yale University Press.
- Hadjar, Andreas y Florian Schlapbach (2009): «Educational Expansion and Interest in Politics in Temporal and Cross-Cultural Perspective: A Comparison of West Germany and Switzerland», *European Sociological Review*, 25 (3): 271-286.
- Henn, Matt, Mark Weinstein y Sarah Forrest (2005): «Uninterested Youth? Young People's Attitudes towards Party Politics in Britain», *Political Studies*, 53 (3): 556-578.
- , — y Dominic Wring (2002): «A Generation Apart? Youth and Political Participation in Britain», *British Journal of Politics and International Relations*, 4 (2): 167-192.
- Hetherington, Marc J. (2001): «Resurgent Mass Partisanship: The Role of Elite Polarization», *American Political Science Review*, 95 (3): 619-631.
- Hox, Joop (2002): *Multilevel Analysis, Techniques and Applications*, Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- Inglehart, Ronald (1990): *Culture Shift in Advanced Industrial Societies*, Princeton: Princeton University Press.
- Jaime del Castillo, Antonio M. (2008): «Trayectorias de participación política de la juventud europea: ¿Efectos de cohorte o efectos de ciclo vital?», *Revista de Estudios de Juventud*, 81: 67-93.
- Jennings, M. Kent (2002): «Generation Units and the Student Protest Movement in the United States: An Intra- and Intergenerational Analysis», *Political Psychology*, 23: 303-324.
- y Richard G. Niemi (1981): *Generations and Politics. A Panel Study of Young Adults and Their Parents*, Princeton: Princeton University Press.
- Justel, M. (1992): «Edad y cultura política», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 58: 57-96.
- Kreft, Ita G. y Jan de Leeuw (1998): *Introducing Multilevel Modeling*, Londres: Sage.
- Laitin, David W. y Aaron Wildavsky (1988): «Political Culture and Political Preferences», *American Political Science Review*, 82: 589-596.
- Lambert, Robert D., James E. Curtis, Steven D. Brown y Barry J. Kay (1986): «Effects of Identification with Governing Parties on Feelings of Political Efficacy and Trust», *Canadian Journal of Political Science*, 19: 705-728.
- Li, Yaojun y David Marsh (2008): «New Forms of Political Participation: Searching for Expert Citizens and Everyday Makers», *British Journal of Political Science*, 38: 247-272.
- López Pintor, Rafael (1981): «El estado de la opinión pública española y la transición a la democracia», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 13: 7-47.
- Maluquer de Motes, Jordi (2009): «Del caos al cosmos: una nueva serie enlazada del Producto Interior Bruto en España entre 1850 y 2000», *Revista de Economía Aplicada*, 17 (49): 5-45.
- Mannheim, Karl (1952): «The Problem of Generations», en Karl Mannheim (ed.), *Essays on the Sociology of Knowledge*, Nueva York: Oxford.
- Markus, Gregory B. (1986): «Stability and Change in Political Attitudes: Observed, Recalled, And "Explained"», *Political Behavior*, 8: 21-44.
- Marsh, David, Therese O'Toole y Su Jones (2007): *Young People and Politics in the UK: Apathy or Alienation*, Nueva York: Palgrave.
- Martín, Irene (2004): *Los orígenes y significados del interés por la política en dos nuevas democracias: España y Grecia*, Madrid: Instituto Juan March.
- (2005): «Interés por la política y desapego político», en Mariano Torcal, Laura Morales y Santiago Pérez-Nievas (eds.), *España: Sociedad y política en perspectiva comparada*, Valencia: Tirant lo Blanch.
- y Jan W. van Deth (2007): «Political Involvement», en Samuel H. Barnes et al. (eds.), *Political Action. Mass Participation in Five Western Democracies*, Beverly Hills: Sage.

- Mason, Karen O., H. H. Winsborough, William M. Mason y W. Kenneth Poole (1973): «Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data», *American Sociological Review*, 38: 242-258.
- Mason, William M. y Nicholas H. Wolfinger (2001): «Cohort Analysis». Working Paper Series. California Center for Population Research (en línea). www.ccpr.ucla.edu/ccprwpseries/ccpr_005_01.pdf, último acceso, 2 de junio de 2009.
- y Stephen E. Fienberg (ed.) (1985): *Cohort Analysis in Social Research*, Nueva York: Springer-Verlag.
- Mateos Díaz, Araceli (2004): «Una aproximación a las actitudes políticas de los españoles mediante una estructura dimensional inductiva», *Revista de Estudios Socio-Jurídicos*, 6 (2): 90-116.
- Milbrath Lester W. y Madan L. Goel (1977): *Political Participation: How and Why Do People Get Involved in Politics?*, Boston: University Press of America.
- Mishler, William y Richard Rose (2007): «Generation, Age, and Time: The Dynamics of Political Learning During Russia's Transformation», *American Journal of Political Science*, 51: 822-834.
- Montero, José Ramón, Richard Gunther y Mariano Torcal (1998): «Actitudes políticas de los españoles hacia la democracia: descontento, legitimidad y desafección», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 83: 9-49.
- Moral, Félix del (2003): «Un análisis de la influencia del cambio generacional en la cultura política de los jóvenes», *Revista de Estudios de Juventud*, edición especial 25 aniversario de la Constitución Española: 77-92.
- Morales, Laura, Fabiola Mota y Santiago Pérez-Nievas (2006): «La participación en asociaciones: factores individuales», en José Ramón Montero, Joan Font y Mariano Torcal (coords.), *Ciudadanos, asociaciones y participación política en España*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Morán, María Luz y Jorge Benedicto (1995): *La cultura política de los españoles. Un ensayo de reinterpretación*, Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- (1999): «Los estudios de cultura política en España», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 85: 97-129.
- Newcomb, Theodore M.; Kathryn E. Koenig, Richard Flacks y Donald P. Warwick (1967): *Persistence and Change: Bennington College and its Students after 25 years*, Nueva York: Wiley.
- Nie, Norman H., Jane Junn y Kenneth Stehlik-Barry (1996): *Education and Democratic Citizenship in America*, Chicago: University of Chicago Press.
- Norris, Pippa (2002): *Democratic Phoenix. Reinventing Political Activism*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Pharr, Susan J. y Robert D. Putnam (eds.) (2000): *Disaffected Democracies: What's Troubling the Trilateral Countries?* Princeton: Princeton University Press.
- Prior, Markus (2008): «The Stability of Political Interest over the Life Cycle», presentado en la *Annual Meeting of the Midwest Political Science Association*, Chicago (IL) (en línea). <http://www.princeton.edu/csdp/events/Prior052208/Prior052208.pdf>, último acceso, 1 de abril de 2012.
- (2010): «You've Either Got It or You Don't? The Stability of Political Interest over the Life Cycle», *Journal of Politics*, 72 (3): 747-766.
- Putnam, Robert D. (2000): *Bowling Alone. The Collapse and Revival of American Community*, Nueva York: Simon & Schuster.
- Raudenbush, Stephen W. y Anthony S. Bryk (2002): *Hierarchical Linear Models* (2ª ed.), Thousand Oaks: Sage.
- Rosenstone, Steven y John M. Hansen (1993): *Mobilization, Participation, and Democracy in America*, Nueva York: Macmillan.
- Sapiro, Virginia (1994): «Political Socialization during Adulthood: Clarifying the Political Time of our Lives», en Michael X. Delli Carpini, Leonie Huddy y Robert Y. Shapiro, *Research in Micropolitics: New Directions in Political Psychology*, Greenwich: JAI Press.
- Schreiber, Daniela y Óscar García Luengo (2004): «Malestar o círculo virtuoso? Una primera aproximación empírica a la exposición mediática y el compromiso político en España y Alemania», *Política y sociedad*, 41 (1): 131-143.
- Schyns, Peggy y Christel Koop (2010): «Political Distrust and Social Capital in Europe and the USA», *Social Indicators Research*, 96 (1): 145-167.
- Sears, David O. (1983): «The Persistence of Early Political Predispositions: The Roles of Attitude Object and Life Stage», en Ladd Wheeler y Phillip Shaver (eds.), *Review of Personality and Social Psychology*, vol. 4, Beverly Hills: Sage.

- (1990): «Whither Political Socialization Research? The Question of Persistence», en O. Ichilov (ed.) *Political Socialization, Citizenship Education, and Democracy*, Nueva York: Teachers College Press.
- Stoker, Laura y M. Kent Jennings (2006): *Aging, Generations, and the Development of Partisan Polarization in the United States*, UC Berkeley: Institute of Governmental Studies (en línea). <http://escholarship.org/uc/item/44j6k07n>, último acceso, 1 de abril de 2012.
- y — (2008): «Of Time and the Development of Partisan Polarization», *American Journal of Political Science*, 52: 619-635.
- Tilley, James (2002): «Political Generations and Partisanship in the UK, 1964-1997», *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 165: 121-135.
- Torcal, Mariano, José Ramón Montero y Richard Gunther (2003): «Ciudadanos y partidos en el sur de Europa: los sentimientos antipartidistas», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 101: 9-48.
- y — (2006): «Political Disaffection in Comparative Perspective», en Mariano Torcal y José Ramón Montero (eds.), *Political Disaffection in Contemporary Democracies. Social Capital, Institutions and Politics*, Londres: Routledge.
- Van der Eijk, Cees y Mark Franklin (2009): *Elections and Voters*, Houndmills: Palgrave.
- Van Deth, Jan W. (2000): «Interesting but Irrelevant: Social Capital and the Saliency of Politics in Western Europe», *European Journal of Political Research*, 37 (2): 115-147.
- y Martin Eloff (2004): «Politicization, Economic Development and Political Interest in Europe», *European Journal of Political Research*, 43 (3): 477-508.
- Verba, Sidney y Norman H. Nie (1972): *Participation in America: Political Democracy and Social Equality*, Nueva York: Harper and Row.
- , Kay Schlozman y Henry Brady (1995): *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*, Cambridge: Harvard University Press.
- Visser, Penny S. y John A. Krosnick (1998): «Development of Attitude Strength over the Life Cycle: Surge and Decline», *Journal of Personality and Social Psychology*, 75 (6): 1389-1410.
- Weatherford, M. Stephen (1991): «Mapping the Ties that Bind: Legitimacy, Representation and Alienation», *Western Political Quarterly*, 44: 251-276.
- Wildavsky, Aaron (1987): «Choosing Preferences by Constructing Institutions: A Cultural Theory of Preference Formation», *The American Political Science Review*, 81 (1): 3-22.
- Winship, C. y D. J. Harding (2008): «A Mechanism-Based Approach to the Identification of Age-Period-Cohort Models», *Sociological Methods & Research*, 36 (3): 362-401.
- Yang, Yang, Wenjiang J. Fu y Kenneth C. Land (2004): «A Methodological Comparison of Age-Period-Cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models», *Sociological Methodology*, 34: 75-110.
- y Kenneth C. Land (2006): «A Mixed Models Approach to the Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-section Surveys, with an Application to Data on Trends in Verbal Test Scores», *Sociological Methodology*, 36: 75-97.
- Zaller, John R. (1992): *The Nature and Origins of Mass Opinion*, Cambridge-Nueva York: Cambridge University Press.

RECEPCIÓN: 25/05/2011

APROBACIÓN: 27/10/2011

ANEXOS

Anexo I. Descriptivos de las principales variables

Estadísticos descriptivos de nivel 1					
	N	Media	Desv. Estándar	Mín.	Máx.
Peso	53.516	1	0,59	0,05	4,34
Interés por la política	53.516	0,92	0,86	0	3
Hombre	53.516	0,49	0,5	0	1
Nivel educación	53.516	2,35	1,119	0	7
Edad	53.516	45,29	17,58	19	89
Edad ²	53.516	2.364	1.744,12	361	7.921
Estadísticos descriptivos de nivel 2. Cohortes					
	N	Media	Desv. Estándar	Mín.	Máx.
Número elecciones	19	6,16	6,83	0	19
Esperanza de vida	19	55,75	13,692	33,75	73,35
Nivel educativo medio	19	2,23	0,456	1,71	3,23
PIB	19	4.535,7	3.133,19	2.104,70	11.637,2