

CAMBIO CULTURAL, CONFLICTOS POLITICOS Y POLÍTICA EN ESPAÑA (*)

Por JOSE RAMON MONTERO
y MARIANO TORCAL

SUMARIO

MATERIALISTAS Y POSMATERIALISTAS EN ESPAÑA.—LA ESTRUCTURA DE LOS CONFLICTOS POLÍTICOS Y EL CAMBIO CULTURAL EN ESPAÑA: *El posmaterialismo y la estructura de los «cleavages»*; *La definición espacial de los conflictos políticos*.—LOS EFECTOS EN EL SISTEMA DE PARTIDOS.—CONCLUSIONES.—REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Las generaciones más jóvenes de las sociedades industriales avanzadas han modificado sustancialmente su sistema de valores, otorgando mayor prioridad a valores no económicos relacionados con la calidad de vida y el ecologismo, la autorrealización personal en la sociedad y una mayor participación en las decisiones políticas y sociales. El origen de este cambio cultural se encuentra en los niveles de prosperidad económica, seguridad física y educación alcanzados por estas sociedades. Este fenómeno se denomina genéricamente *cambio cultural*, y la dimensión que representa el conflicto entre estos nuevos y los más tradicionales valores materialistas, la dimensión *materialista/posmaterialista* (Inglehart, 1977, 1988 y 1990a).

(*) Dos versiones anteriores de este artículo se presentaron en el Simposio internacional sobre *Mutación del sistema de valores en las sociedades europeas y magrebles*, organizado por el Institut Català d'Estudis Mediterranis en Barcelona, en noviembre de 1991, y en la Conferencia internacional sobre *Changing social and political values: a global perspective*, organizada por la Universidad Complutense de Madrid en septiembre de 1993. Desde entonces hemos revisado sustancialmente ambas ponencias, incorporado datos de encuestas recientes y utilizado nuevas técnicas empíricas de análisis. Queremos agradecer la valiosa colaboración de Pradeep Chhibber, Juan Diez Nicolás, Ronald Inglehart, Scott Menard y Brian Pollins. El primer autor desea además reconocer la ayuda prestada por el Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales, del Instituto Juan March, y por la Comisión Interministerial de Ciencia y Tecnología (SEC-0792-CO2).

La hipótesis del cambio cultural se ha convertido en una de las más utilizadas para explicar los cambios electorales producidos en las últimas décadas (Dalton *et al.*, 1984). La literatura sobre la «nueva política» la ha empleado como punto de partida para explicar las nuevas pautas del comportamiento electoral de las sociedades industriales avanzadas. Estos autores mantienen que durante las últimas décadas se ha producido un declive de los *cleavages* políticos de carácter económico, debido a que las nuevas generaciones, educadas en el contexto de la «abundancia», han cambiado sustancialmente el sistema de valores y han incorporado un conjunto de valores no económicos. Las áreas de conflicto político se estructurarían así tanto alrededor de conflictos tradicionales no económicos todavía pendientes de resolución, como alrededor de los creados tras la aparición de nuevos valores (Knutsen, 1989a). Muchos de esos autores también mantienen que la aparición y el relativo éxito electoral de partidos verdes y de listas electorales alternativas se debe a la creciente presencia de valores posmaterialistas (Inglehart, 1990a, 1990b, 1990c; Müller-Rommel, 1989 y 1990).

En España, como en la mayoría de las sociedades industriales avanzadas, se está produciendo un cambio cultural a través del reemplazo generacional (Torcal, 1989 y 1992; Orizo, 1991; Díez Nicolás, 1992a y 1992b). Este cambio cultural presenta algunas peculiaridades importantes. La primera es la presencia todavía mayoritaria de los denominados *materialistas*, que, a pesar de haber descendido de manera muy considerable, conviven junto a número relativamente importante de *posmaterialistas*. La segunda es la tendencia de los posmaterialistas españoles a preocuparse por problemas con componentes sociales y materialistas. Y una tercera radica en la importante presencia del conflicto de valores autoritarios/libertarios incardinados en la propia naturaleza del cambio cultural (Montero y Torcal, 1994). Estas particularidades del cambio cultural en España adquieren sentido únicamente en la perspectiva de su historia más reciente. Es cierto que el acelerado crecimiento económico y las radicales transformaciones sociales que le han acompañado durante las últimas décadas han resultado en niveles de riqueza comparables con otros países europeos. Sin embargo, esta riqueza ha beneficiado de manera bastante desigual a diferentes sectores de la sociedad. A este hecho hay que unir la prolongada duración del régimen franquista, a cuyos valores autoritarios han estado expuestos amplios sectores sociales. ¿Cómo ha afectado este peculiar cambio cultural español a la política? Este va a ser el tema central del artículo. Pero antes debemos averiguar si se trata de un cambio provisional, consecuencia simplemente de una especie de moda, o responde, por el contrario, a un cambio cultural profundo que ha venido de la mano de un reemplazo generacional.

MATERIALISTAS Y POSMATERIALISTAS EN ESPAÑA

¿Hasta qué punto han prendido los valores de los posmaterialistas en la sociedad española? Para responder a esta pregunta hemos utilizado los datos de seis encuestas

realizadas en España en los años 1980, 1988, 1991, 1992, 1993 y 1994 (1). Observando los datos de los últimos 14 años, cabe apreciar un ligero aumento porcentual de posmaterialistas y mixtos a expensas de los materialistas (cuadro 1) (2). Pero es importante añadir que el notorio descenso porcentual de materialistas (del 62 por ciento en 1980 al 45 por ciento en 1994) no se ha correspondido con un crecimiento de los posmaterialistas (3), como Abramson o Inglehart (1993) mantienen que ha ocurrido en otros países como regla general. Esta doble tendencia, sin embargo, debe interpretarse con ciertas precauciones debido al corto período de tiempo contemplado por los datos del cuadro.

CUADRO I
MATERIALISTAS, MIXTOS Y POSMATERIALISTAS EN ESPAÑA (1980-1994)
Y EN LA UNIÓN EUROPEA (1980-1989)
(En porcentajes)

	España						Unión Europea*	
	1980	1988	1991	1992	1993	1994	1980	1989
Materialistas	62	47	52	47	43	45	44	22
Mixtos	26	36	31	38	35	37	47	59
Posmaterialistas	12	17	17	15	22	17	9	19
Total	100	100	100	100	100	100	100	100

* Representa la media de los países comunitarios, excluidos España y Portugal.

FUENTES: Para 1980 y 1988, Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS); para 1991, 1992, 1993 y 1994, Centro de Investigaciones para la Realidad Social (CIRES); para los países de la UE, *Eurobarómetro*, 13 (junio de 1980) y 31 (junio de 1989).

¿Se debe este descenso de materialistas y la relativa importancia de posmaterialistas a una moda ocasional, o es resultado de un largo proceso de cambio que ha terminado surgiendo como consecuencia del reemplazo generacional? Mediante un estudio longitudinal (4) queremos mostrar que en España, al igual que en otras

(1) Las encuestas de 1980 y 1988 fueron realizadas por el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS). La primera fue efectuada en noviembre de ese año a una muestra de 3.193 entrevistados, mientras que la segunda se administró en las primeras semanas de 1989 a una muestra de 3.346 casos. Las encuestas de 1991, 1992, 1993 y 1994 fueron realizadas en junio de esos años por el Centro de Investigaciones sobre la Realidad Social (CIRES) a 1.200 españoles en cada una de ellas.

(2) En el cuadro I se ha agrupado a los entrevistados utilizando las puntuaciones (*factor scores*) de cada uno de ellos en la dimensión materialista/posmaterialista obtenida con análisis de componentes principales y cuyos resultados se han presentado en otro lugar (Montero y Torcal, 1994). Se ha utilizado el método de regresión para crear las puntuaciones de cada uno de los individuos en el primer componente principal.

(3) La única excepción se produce en 1993, con un incremento del 9 por ciento con respecto a 1992; pero en 1994 vuelve a descender a un 17 por ciento, por lo que pensamos que el importante incremento de 1992 solamente puede ser atribuible a error muestral y/o de medida.

(4) Como es sabido, las cuestiones relacionadas con la estabilidad y el cambio en las actitudes y valores de los ciudadanos son especialmente difíciles de analizar. Esta dificultad ha disminuido con el uso

sociedades industriales avanzadas (Abramson e Inglehart, 1986, 1987, 1992 y 1993; Knutsen, 1989b), el reemplazo generacional constituye la causa principal del crecimiento de posmaterialistas. Una primera prueba se encuentra en el gráfico 1, que representa las diferencias proporcionales de materialistas y posmaterialistas (IDP) (5) para distintas cohortes durante los años 1980, 1988, 1992 y 1993 (6). En general, las diferencias intergeneracionales se mantienen constantes durante esos años. Ello confirma las conclusiones alcanzadas por estudios previos sobre la importancia que tiene el reemplazo generacional en el proceso del cambio cultural en España (Orizo, 1991; Montero y Torcal, 1990 y 1992) (7).

Pero aunque se mantengan las diferencias entre las distintas cohortes, existen algunas cohortes con evoluciones específicas. En realidad, las variaciones que presenta el IDP pueden ser atribuidas a tres efectos diferentes: *efectos de edad*, *efectos del período* y *efectos de cohorte*. La simple observación del gráfico 1 no permite distinguir con precisión la incidencia de cada uno de estos efectos en el cambio cultural. Y ello no sólo por la confusa evolución de algunas de las cohortes, sino porque existe una relación lineal entre los distintos efectos que hace que su diferenciación estadística sea especialmente complicada (8). De ahí que para distinguir claramente los

de diversas técnicas de *análisis dimensional*, convirtiéndose en uno de los instrumentos más importantes para su estudio (Inglehart, 1977 y 1990a; Knutsen, 1989a y 1990). Las fluctuaciones y cambios de las actitudes a corto plazo pueden detectarse fácilmente, pero su análisis a largo plazo requiere de algún tipo de diseño longitudinal. Este puede realizarse utilizando diseños de *panel*, lo que proporciona información en el nivel individual, o con la repetición de estudios muestrales (*repeated cross-sectional studies*), lo que facilita información sobre el cambio agregado de la muestra o submuestra (cohorte). Ambos tipos de diseño de investigación proporcionan información «a» y «por» diferentes lapsos de tiempo (información prospectiva y retrospectiva) y, por tanto, pueden ser considerados igualmente longitudinales. Sin embargo, a pesar de las ventajas que proporcionan para el estudio del cambio y estabilidad de los valores y actitudes, estos diseños presentan a su vez enormes problemas de coste y diseño. Para una detallada discusión de ellos, véanse Campbell y Stanley (1963), y Menard (1991).

(5) El *Índice de diferencias proporcionales* (IDP) consiste sencillamente en el resultante de restar el porcentaje de materialistas al de los posmaterialistas.

(6) Una *cohorte* es definida como la parte de una población caracterizada por vivir en un mismo territorio durante un período determinado de tiempo o por estar expuesta a un mismo acontecimiento (Glenn, 1977: 8). Los límites de una cohorte pueden ser fijados de manera arbitraria en el tiempo o por diferentes acontecimientos históricos. En este estudio hemos establecido sus respectivos límites en base a un conjunto de acontecimientos económicos, sociales y políticos de la historia reciente de España. Para una explicación más detallada, véase Torcal (1989).

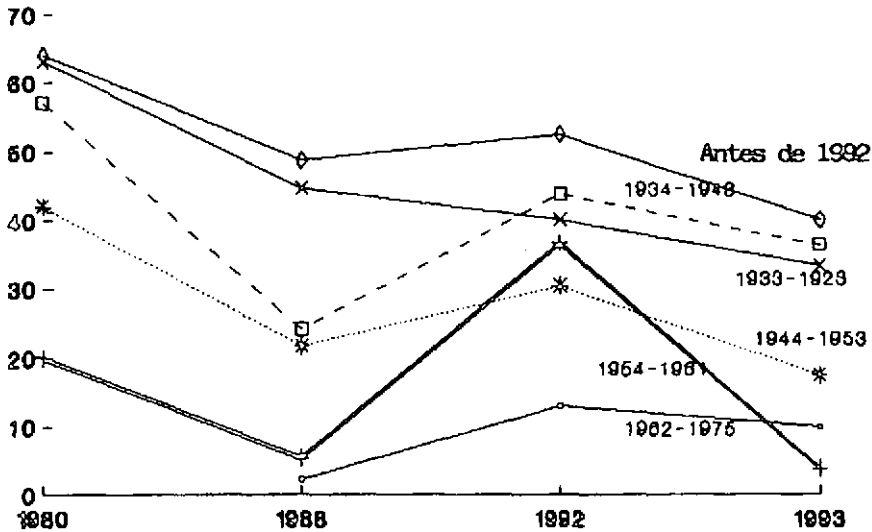
(7) Torcal (1992) ha señalado la importancia esencial que tienen las cohortes en la definición de la dimensión materialista/posmaterialista, dado que el cambio cultural en España representa perfectamente lo que Weisberg (1974) ha llamado un «modelo de desarrollo temporal circular» (*time developmental model*) o una «dimensionalidad circular» (*circular dimensionality*). Este modelo espacial se caracteriza por el hecho de que las cohortes jóvenes se encuentran más próximas a los indicadores posmaterialistas y libertarios; cuanto más edad tiene la cohorte, más distanciada se encuentra de estos indicadores, situándose más cerca de los materialistas y autoritarios.

(8) Esto es así porque la edad es igual a período (el año en que se realiza la encuesta) menos co-

GRÁFICO 1

INDICE DE DIFERENCIAS PROPORCIONALES ENTRE MATERIALISTAS Y POSMATERIALISTAS, 1980-1993

Indice de Diferencias Porcentuales (IDP)



efectos de edad, período y cohorte en el cambio cultural deba acudir a un diseño longitudinal más complejo. Hemos utilizado una serie de modelos longitudinales diferentes para separar cada uno de esos efectos en la variación del «índice de posmaterialismo» (9) entre los años 1988 y 1993. Del cuadro 2 se deduce que el efecto dominante parece ser el de la cohorte. Ello supone tanto la comprobación de la importancia que tiene el reemplazo generacional en el crecimiento de los posmaterialistas, como la confirmación de una de las hipótesis básicas del cambio cultural en España. En el primer modelo del cuadro 2 se exhibe un modelo de regresión en el que la variable dependiente es el índice de posmaterialismo y las independientes son doce variables dicotómicas que representan nueve cohortes, nueve grupos de edad y

horte (el año de nacimiento de los entrevistados cuando la cohorte es medida por este procedimiento); por tanto, la edad es la combinación lineal de período menos cohorte. Pero existen dos complicaciones adicionales. La primera es que muchas de las variaciones observadas en las respuestas entre las cohortes pueden encontrarse dentro de los márgenes de error de las encuestas realizadas en diferentes períodos. La segunda es que a medida que la cohorte va envejeciendo, existen menos miembros en la población debido al progresivo fallecimiento de sus miembros. Para una discusión más detallada de estos aspectos, véanse Glenn (1977) y Menard (1991).

(9) Este índice se ha construido, como ya se ha explicado, con un análisis de componentes principales.

los dos períodos incluidos en el diseño (1988 y 1993) (10). Los coeficientes parciales de regresión indican que el efecto de cohorte explica la mayoría de la varianza del

CUADRO 2
 DIFERENTES MODELOS DE REGRESION CON VARIABLES DICOTOMICAS
 Y TRANSFORMADAS PARA DISTINGUIR LOS EFECTOS DE COHORTE,
 EDAD Y PERIODO ENTRE 1988 Y 1993
 (Coeficientes de regresión)

<i>Variables</i>	<i>MODELO 1</i>	<i>Variables</i>	<i>MODELO 2</i>
Cohorte 1	.704	Cohorte 1	.542**
Cohorte 2	.461	Cohorte 2	.390**
Cohorte 3	.451	Cohorte 3	.380**
Cohorte 4	.307	Cohorte 4	.206
Cohorte 5	.417	Cohorte 5	.294
Cohorte 6	.297	Cohorte 6	.154
Cohorte 7	-.010	Cohorte 7	-.074
Cohorte 8	*	Cohorte 8	-.046
Cohorte 9	*	Cohorte 9	*
Edad 1	*	Período 1	*
Edad 2	*	Período 2	.126**
Edad 3	-.008	Transformación cuadrática de la edad Edad menos la edad media	.001
Edad 4	-.081		.000
Edad 5	-.175	Constante	-.302
Edad 6	-.032		
Edad 7	-.129	R Cuadrado	.96
Edad 8	.050	Valor de F	8.02**
Edad 9	-.095		
Período 1	*		
Período 2	.144		
Constante	-.324**		
R cuadrado	.98		
Valor de F	18.27**		
<i>Variables</i>	<i>MODELO 3</i>	<i>MODELO 4</i>	
Educación media de las cohortes	-.225**	-.195**	
PIB por habitante por cohortes	(no incluido)	.008	
Período	-.011	-.001	
Edad	.000	.000	
Constante	.244	.195	
R Cuadrado	.93	.87	
Valor de F	32.61**	23.39**	

* Excluida del modelo (variables de referencia).

** Estadísticamente significativo al nivel 0.1.

(10) Estas variables dicotómicas fueron creadas utilizando un cuadro de cohortes con dos años o períodos (1988 y 1993). Los intervalos de edad y cohorte tienen que corresponderse exactamente con el tiempo transcurrido entre las dos encuestas utilizadas. Por tanto, los grupos de edad y las cohortes fueron agrupadas de cinco en cinco años, es decir, el lapso de tiempo entre las dos encuestas, obteniéndose nueve grupos

índice de posmaterialismo. Comparados con el de cohorte, los efectos de edad y de período parecen irrelevantes. La cuantía y signo de estos coeficientes indican que cuanto más joven es la cohorte, mayor es el índice de posmaterialismo. El problema de este modelo es que ninguno de los estimadores resulta estadísticamente significativo. Sin embargo, ello no resta validez a nuestras conclusiones, ya que creemos ese problema se debe a la multicolinealidad existente entre las variables incluidas (11).

Después de comprobar el significado estadístico de las variables afectadas por la multicolinealidad del modelo anterior (12), procedimos a anularla modificando la variable de la edad de dos maneras: mediante la transformación cuadrática y mediante la substracción de la edad media de la edad de cada uno de los entrevistados (13). Esta transformación, incluida en el segundo modelo del cuadro 2, ratifica la importancia de los efectos de cohortes en el crecimiento del posmaterialismo y convalida la incidencia del reemplazo generacional en la hipótesis del cambio cultural. Los coeficientes parciales de regresión de las variables de las cohortes son ahora estadísticamente significativos. El período 2 (1993) también resulta estadísticamente significativo, aunque la cuantía del coeficiente no es muy alta. Ello muestra asimismo la relativa importancia de algunos efectos de período en las variaciones del posmaterialismo, como reclaman algunos autores (Shively, 1991).

Para mostrar de una manera más directa los efectos de cohortes, se han sustituido las nueve variables dicotómicas que los miden por una variable que representa la educación media de las nueve cohortes. Como puede apreciarse claramente en el tercer modelo del mismo cuadro 2, el efecto de cohorte es el único significativo en la explicación del crecimiento del posmaterialismo en España. El coeficiente parcial de regresión que mide la educación media de cada cohorte no sólo es estadísticamente significativo, sino que su cuantía y signo responden a las expectativas de la hipótesis del

de edad y otras tantas cohortes (los últimos grupos incluyen individuos mayores de 60 años). Este requisito del modelo, es decir, la correspondencia temporal entre edad, cohorte y período, es la razón por la que no hemos podido incluir más períodos (años) en nuestro análisis; para ser incluidos deberían distanciarse cinco años. Una mayor discusión de este modelo en Mason *et al.* (1973).

(11) La tolerancia entre las variables independientes incluidas en el modelo es muy baja, y el factor de inflación de la varianza (*Variance-Inflation Factor [VIF]*) muy elevado, lo que indica la alta multicolinealidad existente entre las variables independientes. La relación lineal entre las variables independientes puede generar unos coeficientes de regresión muy inestables, y con errores estándar muy altos. Ello implica una mayor dificultad a la hora de rechazar la hipótesis nula cuando en realidad debería serlo. Además, pequeñas variaciones en los datos pueden alterar de manera sustancial los coeficientes de regresión, sin producirse notables cambios en la suma del cuadrado de los residuos (SME) (Fox, 1991: 10-21).

(12) Para confirmar el significado estadístico de las variables que miden los efectos de cohortes, se efectuó un *Test estadístico conjunto (Joint Hypothesis Testing)* de multicolinealidad, obteniendo un valor *F* significativo estadísticamente. Ello demuestra que la multicolinealidad entre las variables independientes incluidas en el modelo nos ha impedido rechazar la hipótesis nula.

(13) Estos dos procedimientos son habituales en muchos de los estudios longitudinales que intentan evaluar separadamente los efectos diferenciados de edad, período y cohorte. Para una discusión detallada de este tema, con la inclusión de algún ejemplo, véase Menard (1992).

cambio cultural. Finalmente, puede ser interesante llevar a cabo una comparación de la relevancia de la educación y del PIB por habitante para determinar su impacto relativo en el incremento del posmaterialismo a través del reemplazo generacional. Como puede apreciarse en el cuarto modelo del mismo cuadro 2, la educación aparece como la principal fuerza impulsora del cambio cultural: sus mayores coeficientes indican bien a las claras su incidencia específica a través del reemplazo generacional.

Estos resultados confirman la decisiva importancia que, según algunos autores (Duch y Taylor, 1993), tiene la educación en el cambio cultural. Para ellos, esta importancia mostraría también el muy reducido impacto de las percepciones de prosperidad y seguridad económica de un país, medidas en su PIB por habitante. Otros autores, sin embargo, como Abramson e Inglehart (1993), argumentan que el PIB por habitante es un indicador insuficiente de la prosperidad económica experimentada por la población de un país: mide solamente el nivel general de prosperidad económica en un determinado período, pero no capta otros factores esenciales que afectan la seguridad económica, como, por ejemplo, el desarrollo alcanzado por el Estado del bienestar. Nosotros mantenemos que éste es claramente el caso en España. Como ya hemos señalado en otro lugar (Montero y Torcal, 1994), el rápido crecimiento económico ha mitigado las grandes diferencias sociales existentes, pero ha creado a la vez otras nuevas sin que fuesen compensadas por la presencia de un sólido Estado del bienestar. Esta situación aparecía claramente reflejada en la definición dimensional del cambio cultural en España que se contenía en el cuadro 2. El indicador del PIB por habitante no mide ni recoge las distintas percepciones de la seguridad económica que son producto de las desigualdades sociales existentes entre los españoles. La variable de la educación, por el contrario, refleja mejor este hecho; de ahí que aparezca en el cuadro 2 como la única variable capaz de explicar el crecimiento del posmaterialismo.

Para concluir este apartado, cabe afirmar, con Abramson e Inglehart (1993), que los efectos del crecimiento económico son diferenciables de los de la percepción de prosperidad y seguridad económica entre toda la población. En cierta medida, España manifiesta un alto crecimiento económico y, además, una relativa prosperidad, aunque esta última no afecta de la misma manera a todos los sectores de la sociedad española. El indicador del PIB por habitante no capta este hecho, mientras que la educación lo hace. En realidad, como apunta Díez Nicolás (1992a y 1992b), el cambio cultural en España responde fundamentalmente a dos variables: educación y *status* económico-social.

LA ESTRUCTURA DE LOS CONFLICTOS POLITICOS Y EL CAMBIO CULTURAL EN ESPAÑA

¿En qué medida llegan las implicaciones del cambio cultural al ámbito de la política en España? Esta es la pregunta central de este trabajo. Nuestra primera respuesta trata de mostrar que las dimensiones que representan el cambio cultural están vincu-

ladas con modificaciones en la estructura de los *cleavages* políticos, afectando, en consecuencia, a las diferentes áreas de conflictos políticos. Para comprobarlo podemos acudir al ya clásico indicador de la escala ideológica izquierda-derecha. Las nociones de *izquierda* y *derecha*, contrariamente a lo que ocurre con la identificación partidista (14), se hallan profundamente arraigadas en la cultura política de los españoles. Debido a ello la escala ha mostrado una considerable estabilidad a lo largo del tiempo. Además, constituye un instrumento tan flexible como útil para reducir a proporciones manejables el universo de conflictos políticos existentes en la sociedad española. De ahí que esta dimensión esté notablemente relacionada con sus tres *cleavages* más importantes —los relativos a la clase, la religión y los problemas centro-periferia—, y que a lo largo de ella se ordenen de manera significativa para los actores los objetos políticos relevantes —líderes, partidos y otros grupos— de la vida social española (Linz *et al.*, 1981; Barnes *et al.*, 1985; Sani y Montero, 1986).

Algunos estudios anteriores han demostrado que los posmaterialistas tienden a situarse a la izquierda de la escala ideológica, mientras que los materialistas lo hacen a la derecha (Orizo, 1991; Montero y Torcal, 1992). La cuestión a indagar ahora es la importancia del conflicto materialista/posmaterialista para la definición de la estructura de los conflictos políticos representada en la escala izquierda-derecha. Para responder a esta cuestión hemos procedido a realizar dos tipos de aproximaciones, que conectan con las dos grandes tradiciones en el estudio de los *cleavages* políticos (Knutsen, 1989a: 495). La primera consiste en el análisis de regresión para esclarecer las características sociales que definen las preferencias y los comportamientos políticos. La segunda tradición ha perseguido la identificación empírica de los *cleavages* mediante el análisis dimensional. En los dos próximos apartados presentaremos los resultados obtenidos utilizando estas dos tradiciones para el estudio del efecto del cambio cultural en la definición de los conflictos políticos de la sociedad española.

El posmaterialismo y la estructura de los «cleavages»

En esta parte del trabajo hemos construido un modelo de regresión (en el que la variable dependiente es la escala izquierda-derecha y la independiente, el índice de posmaterialismo) con la intención de medir el grado en que el cambio cultural ayuda a definir los términos del conflicto ideológico y político en la sociedad española. Hemos incluido también dos variables independientes que representan sendos *cleavages* tradicionales: el conflicto de clase (medido por la clase subjetiva) (15) y

(14) Como han demostrado ya algunos estudios, el concepto de identificación partidista no resulta útil para explicar el comportamiento electoral en España (Richardson, 1990; Del Castillo, 1990; Gunther y Montero, 1994).

(15) La pregunta era: «¿A qué clase social cree usted que pertenece?» Nos hubiese gustado incluir en el modelo alguna variable que midiese de manera objetiva la clase social, como, por ejemplo, los in-

el *cleavage* religioso (16). Otra variable independiente incluida en el modelo es el tamaño de la ciudad en donde vive el entrevistado, de forma que midiera la dimensión rural-urbana. Finalmente, hemos añadido las variables de género, educación y actitud hacia el cambio social, ya que han mostrado repetidas veces su relación con el autopercepción de los entrevistados en la escala izquierda-derecha (Sani y Del Castillo, 1983; Díez Medrano *et al.*, 1989; Linz, 1984). La inclusión de estas variables trataba de evaluar de manera directa el impacto diferenciado de estos conflictos en la definición del espacio izquierda-derecha, evitando en lo posible las consecuencias negativas de un modelo mal especificado (17).

Los resultados del análisis de los datos de 1988 muestran la relativa importancia que el cambio cultural está adquiriendo para la definición del espacio izquierda-derecha de los entrevistados (cuadro 3). Cuanto más materialista es un ciudadano, más tiende a situarse en la derecha de la escala. Sin embargo, y contrariamente a lo esperado, el conflicto de clase sigue siendo importante para la definición de la dimensión izquierda-derecha. Lo mismo ocurre, aunque de manera más marcada, con el *cleavage* religioso. Del resto de las variables incluidas en el modelo sólo el género del entrevistado parece tener alguna influencia sobre la variable dependiente. Para confirmar estos datos, hemos incluido en el cuadro 4 los resultados del análisis efectuado con los datos de la encuesta de 1993, aunque ésta contenga algunas modificaciones menores (18). Los resultados difieren en dos variables significativas: el posmaterialismo y el género del entrevistado. Sin embargo, la clase subjetiva y el *cleavage* religioso parecen tener incidencia estadística en la variable dependiente.

Aunque los resultados de 1993 parecen poner en tela de juicio la influencia del cambio cultural en los conflictos políticos de los españoles, podrían hacerse algunas matizaciones. Como hemos dicho en otro lugar (Montero y Torcal, 1994), el rápido crecimiento económico y la intensa modernización social han producido unos posmaterialistas preocupados «sociotrópicamente» por importantes problemas sociales, lo que crea algunas dificultades adicionales en la definición de la dimensión materialista/posmaterialista. Este crecimiento también ha originado la coexistencia de un número relativamente importante de posmaterialistas con una mayoría todavía do-

gresos del entrevistado. En este cuestionario de 1988 no se recogía la clase social objetiva; sí se incluía, en cambio, en los cuestionarios de CIRES, pero sus indicadores carecían sistemáticamente de significación estadística.

(16) La variable utilizada en este caso fue la frecuencia con la que acude el entrevistado a misa.

(17) Para una discusión de los problemas estadísticos de un modelo de regresión mal especificado, véase Fox (1991).

(18) La escala izquierda-derecha utilizada en los cuestionarios de CIRES es de 1 a 7, mientras que la del CIS de 1988 es de 1 a 10. En las encuestas de CIRES el *cleavage* religioso es medido mediante una escala de religiosidad con los valores de 1 a 7. En el segundo modelo incluimos la variable de los ingresos de los entrevistados, resultando no ser estadísticamente significativa, y omitimos la educación y la actitud hacia el cambio social, ya que no parecían tener influencia en la variable dependiente.

minante de materialistas. No es extraño, pues, que para una mayoría de la población estos conflictos resulten todavía esenciales en la definición ideológica de la escala izquierda-derecha. Sin embargo, la hipótesis del cambio cultural establece, como hemos visto en la sección anterior, que los posmaterialistas son especialmente numerosos entre la población más joven, y que es precisamente en ese sector donde deberíamos encontrar la mayor incidencia del cambio cultural en la modificación de la naturaleza de los conflictos políticos en defecto de los *cleavages* más tradicionales.

CUADRO 3

«CLEAVAGES» SOCIALES Y LA ESCALA IZQUIERDA-DERECHA, 1988
(Estimadores ordinarios de mínimos cuadrados)

<i>Variables</i>	<i>Coefficientes de regresión</i>	<i>Coefficientes estándar</i>
Hábitat	—,0001	—,0001
Clase social subjetiva	—,6764*	—,1840
Índice de posmaterialismo	,3782*	,1752
Religiosidad	,5689*	,3995
Educación	—,0024	—,0023
Género	—,2418**	—,0599
Actitudes hacia el cambio social	—,0233	—,0075
Constante	5,9998**	
R Cuadrado		,26
Valor de F		63,83*
(N)		(1.314)

* Estadísticamente significativo al nivel 0.01.

** Estadísticamente significativo al nivel 0.05.

CUADRO 4

CLEAVAGES SOCIALES Y LA ESCALA IZQUIERDA-DERECHA, 1993
(Estimadores ordinarios de mínimos cuadrados)

<i>Variables</i>	<i>Coefficientes de regresión</i>	<i>Coefficientes estándar</i>
Ingresos personales	,0043	,0048
Clase social subjetiva	—,2305*	—,1126
Índice de posmaterialismo	,0127	,0087
Religiosidad	,3553*	,3461
Sexo	—,0581	,1000
Constante	3,3164*	
R Cuadrado		,12
Valor de F		22,14*
(N)		(1.131)

* Estadísticamente significativo al nivel 0.01.

Los datos del cuadro 5 confirman claramente esta interpretación. En él se ofrecen los resultados de un análisis de regresión semejante al anterior, pero incluyendo

ahora en el modelo variables que representan la interacción de las que miden los distintos conflictos políticos con la pertenencia a determinadas cohortes (19). Los datos muestran que la dimensión materialista/posmaterialista es importante para la definición de los conflictos políticos representada por la escala izquierda-derecha de los ciudadanos más jóvenes, mientras que resulta irrelevante para los de mayor edad. Cabría así presumir que los conflictos de clase y religioso parecen tener importancia entre las cohortes de mayor edad. En definitiva, puede afirmarse que los conflictos tradicionales de la sociedad española están siendo reemplazados lenta, pero progresivamente, por la dinámica del cambio cultural y por el reemplazo generacional que lo ocasiona. De los *cleavages* tradicionales, sólo la religión permanece con fuerza en la definición de los conflictos políticos, confirmando una vigencia que ha sido también observada en otras sociedades industriales avanzadas. Por tanto, parece que en España, como en otros países europeos (Knutsen, 1988; Inglehart, 1990c y 1990d), los nuevos valores posmaterialistas y los religiosos predominan en la definición de los conflictos políticos en sus respectivas sociedades.

CUADRO 5

«CLEAVAGES» SOCIALES, REEMPLAZO GENERACIONAL Y LA ESCALA IZQUIERDA-DERECHA, 1993
(Estimadores ordinarios de mínimos cuadrados)

<i>Variables</i>	<i>Coefficientes de regresión</i>	<i>Coefficientes estándar</i>
Clase social subjetiva	—,1811**	—,0875
Clase social subjetiva por cohorte 1 ^a	—,0796	—,0941
Clase social subjetiva por cohorte 3 ^a	—,1251***	—,1570
Religiosidad	,2589*	,2505
Religiosidad por cohorte 1 ^a	,0214	,0190
Religiosidad por cohorte 3 ^a	,1404**	,1404
Índice de posmaterialismo	,1352	,0938
Índice de posmaterialismo por cohorte 1 ^a	—,1813***	—,0863
Índice de posmaterialismo por cohorte 3 ^a	—,0909	—,0360
Constante		3,4969*
R Cuadrado		,14
Valor de F		16,29*
(N)		(1.131)

* Estadísticamente significativo al nivel 0.01.

** Estadísticamente significativo al nivel 0.05.

*** Estadísticamente significativo al nivel 0.10.

* Esta variable representa la variable original multiplicada por una variable que recoge las dos cohortes más jóvenes del gráfico 1.

* Estas variables representan la variable original multiplicada por una variable que representa las dos cohortes de mayor edad del gráfico 1.

(19) Para el cuadro 5 se han agrupado en tres las seis cohortes del gráfico 1, creando con cada una de ellas una variable dicotómica. Se han multiplicado las variables dicotómicas que representan a las cohortes de mayor y menor edad por las que miden los diferentes conflictos políticos, y se han incluido en un modelo de regresión cuya variable dependiente era la escala izquierda-derecha.

La definición espacial de los conflictos políticos

¿Qué configuración espacial están adquiriendo los conflictos políticos (ideológicos) de la sociedad española con la aparición de la nueva dimensión materialista/posmaterialista? La respuesta a esta pregunta requiere la realización de un nuevo análisis dimensional, conectando de este modo con la segunda tradición del estudio de *cleavages* políticos anteriormente mencionada. Los gráficos 2 y 3 recogen así los resultados de dos análisis multiescalares no-métricos con los datos de 1988 y 1993, respectivamente. Ambos se han efectuado con los doce indicadores del cambio cultural y con las variables que representan las diferentes posiciones de los entrevistados en la escala izquierda-derecha.

En 1988 (gráfico 2), la representación espacial de la escala ideológica, proyectada sobre un imaginario eje horizontal, reproduce el orden lógico de las categorías izquierda, centro-izquierda, centro, centro-derecha y derecha. Solamente estas dos últimas categorías (variables dicotómicas) alteran el orden entre sí; es decir, el centro-derecha aparece algo más a la derecha. Aunque ambas están bastante próximas a los indicadores de orden y autoridad, la derecha es la que se aproxima más a los indicadores materialistas. Parece, por tanto, que el conflicto de valores autoritarios/libertarios juega también un papel importante en la definición de las posiciones de las variables ideológicas. Ello puede apreciarse de manera todavía más clara si observamos las posiciones de los indicadores en el otro lado del gráfico 2. Aquí, aunque las variables izquierda y centro-izquierda no alteran sus posiciones en la proyección sobre el eje horizontal, aparecen bastante distanciadas en el eje vertical: la variable izquierda se sitúa dentro de un grupo bien definido de indicadores libertarios, mientras que el centro-izquierda se acomoda cerca de los indicadores posmaterialistas con ciertas connotaciones sociales (o «sociotrópicas»). Como se ha mostrado en otro lugar (Montero y Torcal, 1994), la presencia del cambio cultural con un marcado conflicto de valores autoritarios/libertarios está dividiendo a los españoles en materialistas pro-autoritarios y materialistas *stricto sensu*, por un lado, y en posmaterialistas pro-libertarios y «sociotrópicos», o con una mayor preocupación social, por el otro. La interacción de estos sectores está cortando también transversalmente los conflictos políticos más tradicionales de la sociedad española, alterando al mismo tiempo la definición espacial de la escala ideológica.

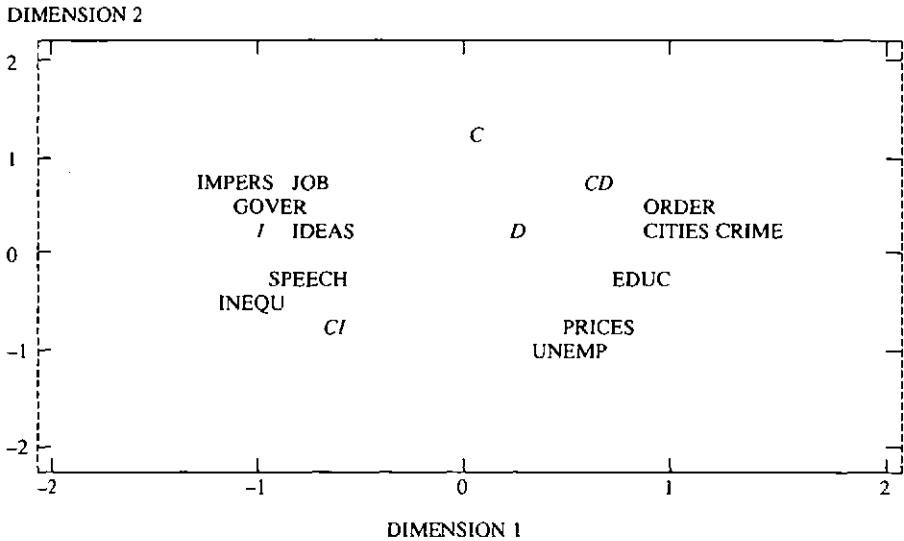
Los resultados de un nuevo análisis dimensional con los datos de la encuesta de 1993 confirman la conclusión anterior. Aunque las categorías de la escala ideológica son algo diferentes (20), el gráfico 3 muestra claramente una alteración del orden lógico de la escala ideológica. Proyectados sobre un imaginario eje horizontal, el cen-

(20) En la encuesta de 1993 se utiliza una escala de 1 a 7. Por ello, se ha agrupado la escala de la siguiente manera: posición 1, extrema izquierda; 2 y 3, izquierda y centro-izquierda; 4, centro; 5 y 6, derecha y centro-derecha; y 7, extrema derecha.

GRÁFICO 2

ANÁLISIS MULTIESCALAR NO-MÉTRICO CON 12 INDICADORES
MATERIALISTAS/POSMATERIALISTAS Y LAS POSICIONES DE LA ESCALA
IDEOLOGICA, 1988

(Kruskal stress —forma 1— en 2 dimensiones)



STRESS DE LA CONFIGURACION FINAL .21169
PROPORCION DE LA VARIANZA EXPLICADA (RSQ) .72531

ETIQUETAS DE LOS INDICADORES

- I. Izquierda.
- CI. Centro-izquierda.
- C. Centro.
- CD. Centro-derecha.
- D. Derecha.

CRIME. Luchar contra la delincuencia.
CITIES. Ciudades más cuidadas.
ORDER. Mantener el orden.
UNEMP. Luchar contra el paro.
EDUC. Mejorar la educación y sanidad.
PRICES. Frenar el alza de precios.

IMPERS. Una sociedad menos impersonal.
SPEECH. Proteger la libertad de expresión.
INEQU. Luchar contra las desigualdades sociales.
JOB. Más participación en el trabajo.
GOVER. Más participación en el gobierno.
IDEAS. Las ideas deben contar más que el dinero.

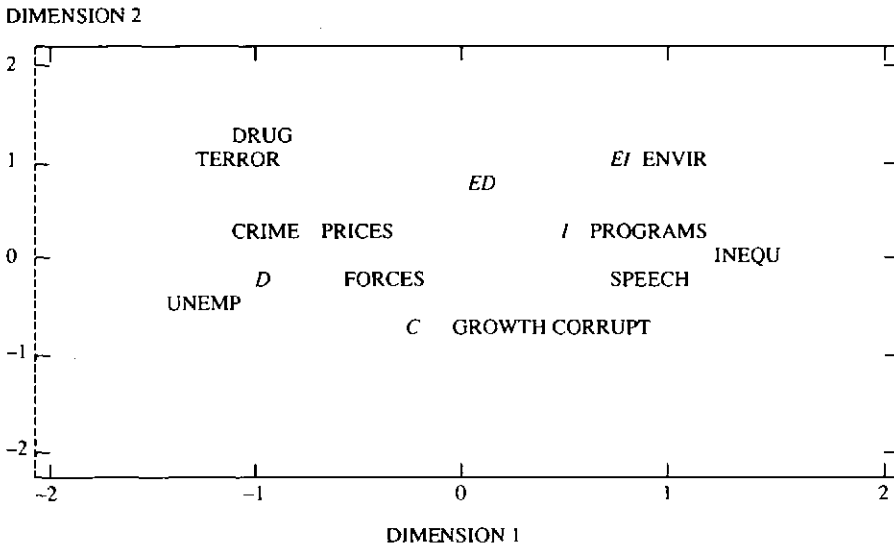
tro-izquierda se sitúa en una posición más extrema que la izquierda. En este lado posmaterialista, la izquierda está más próxima a ciertas preocupaciones sociales, como «aumentar los programas sociales», mientras que los ciudadanos que se califican como centro-izquierdistas parecen más preocupados por los problemas del medio ambiente. Algo similar ocurre en el otro lado del espectro ideológico: el centro-derecha se

coloca en la representación espacial en una situación más extrema que la derecha. Los entrevistados que se sitúan en la derecha parecen seleccionar en mayor medida indicadores como «luchar contra el desempleo» y «frenar la subida de los precios». Con ello se produce la paradoja de que la derecha y la izquierda se encuentren más próximas entre sí que con el centro-derecha y centro-izquierda, respectivamente.

GRÁFICO 3

ANÁLISIS MULTIESCALAR NO-MÉTRICO CON 12 INDICADORES MATERIALISTAS/POS-MATERIALISTAS Y LAS POSICIONES DE LA ESCALA IDEOLÓGICA, 1993

(Kruskal stress —forma I— en 2 dimensiones)



STRESS DE LA CONFIGURACION FINAL .27048
 PROPORCION DE LA VARIANZA EXPLICADA (RSQ) .52168

ETIQUETAS DE LOS INDICADORES

- EI. Extrema izquierda.
- I. Izquierda y centro-izquierda.
- C. Centro.
- D. Derecha y centro-derecha.
- ED. Extrema derecha.

- UNEMP. Luchar contra el paro.
- CRIME. Luchar contra la delincuencia.
- PRICES. Frenar el alza de precios.
- FORCES. Una defensa fuerte.
- GROWTH. Garantizar el crecimiento económico.
- TERROR. Luchar contra el terrorismo.
- RIGHTS. Proteger las libertades cívicas.
- INEQU. Luchar contra las desigualdades sociales.
- ENVIR. Proteger el medio ambiente.
- CORRUPT. Luchar contra la corrupción.
- DRUG. Luchar contra el narcotráfico.
- PROGRAMS. Incrementar los programas sociales.

Cabe concluir así que los nuevos conflictos políticos, emergentes como consecuencia del cambio cultural, están cortando transversalmente los conflictos tradicionales, y alterando parte del significado de las posiciones de la escala ideológica. Además, a medida que las cohortes más jóvenes vayan reemplazando a las de mayor edad, estos nuevos conflictos irán alterando en mayor medida a los ya existentes. Ello no significa, sin embargo, que todos los conflictos políticos serán reemplazados por los nuevos resultantes del cambio cultural. En muchos casos sólo van a superponerse. Este hecho será especialmente patente en sociedades como la española, caracterizadas por un rápido crecimiento económico y por unas desigualdades sociales que el Estado de bienestar no logra contrarrestar. La superposición de los conflictos políticos tradicionales junto con los nuevos surgidos del cambio cultural supone también una mayor complejidad en la definición de los conceptos izquierda y derecha en España, pero no una total alteración de sus significados. La prevalencia de unos conflictos sobre otros en la definición de estos conceptos dependerá, en definitiva, de las diferentes estrategias políticas adoptadas por las élites políticas.

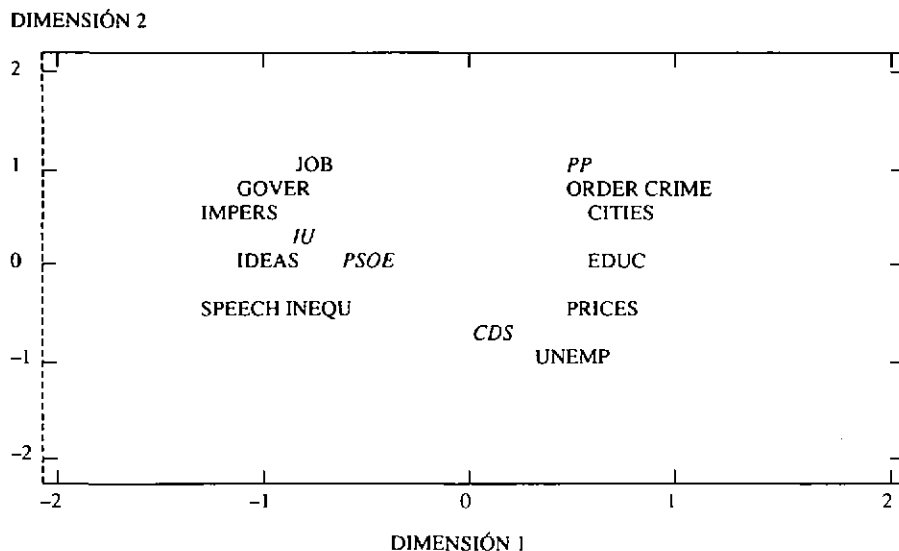
LOS EFECTOS EN EL SISTEMA DE PARTIDOS

¿Cuáles son las implicaciones partidistas de la nueva dimensión materialismo/pos-materialismo? ¿Cómo contribuye a la delimitación de las áreas de competición de los partidos? ¿En qué medida puede incidir en el sistema de partidos? Como es sabido, el sistema de partidos en España ha permanecido muy estabilizado desde el extraordinario realineamiento que tuvo lugar en las elecciones de 1982. Durante la década de los ochenta, el sistema de partidos ha estado caracterizado por la presencia dominante del Partido Socialista Obrero Español (PSOE), una situación que se ha mantenido pese al progresivo aumento del apoyo recibido por el Partido Popular (PP) y la coalición electoral Izquierda Unida (IU), segunda y tercera fuerzas políticas nacionales, respectivamente. Dejando al margen lo que ocurra en la década de los noventa, podría afirmarse que, a primera vista, el cambio cultural y sus consecuencias en la definición de los conflictos políticos no ha parecido tener un efecto patente en el sistema de partidos español.

No obstante, nuestra opinión es que el cambio cultural también ha afectado los espacios de competición partidista. En el gráfico 4 se han representado los resultados de un análisis multiescalar no-métrico efectuado con los datos de 1988, en el que se incluyeron los doce indicadores del cambio cultural y el voto a los cuatro partidos nacionales más importantes. Como puede observarse, el lado materialista de la dimensión parece estar dominado por el PP, siendo el más próximo a los indicadores autoritarios. Es llamativa, además, la gran distancia vertical existente entre el PP y el Centro Democrático y Social (CDS), el partido de centro fundado por Adolfo Suárez: la distancia entre ellos es incluso casi mayor que la existente entre el PP e IU en

GRÁFICO 4

ANÁLISIS MULTIESCALAR NO-MÉTRICO CON 12 INDICADORES
MATERIALISTAS/POSMATERIALISTAS Y LOS PARTIDOS NACIONALES, 1988
(Kruskal stress —forma 1— en 2 dimensiones)



STRESS DE LA CONFIGURACION FINAL .20125
PROPORCION DE LA VARIANZA EXPLICADA (RSQ) .74866

ETIQUETAS DE LOS INDICADORES

- PP. Partido Popular.
- IU. Izquierda Unida.
- CDS. Centro Democrático y Social.
- PSOE. Partido Socialista Obrero Español.

- CRIME. Luchar contra la delincuencia.
- CITIES. Ciudades más cuidadas.
- ORDER. Mantener el orden.
- UNEMP. Luchar contra el paro.
- EDUC. Mejorar la educación y sanidad.
- PRICES. Frenar el alza de precios.
- IMPERS. Una sociedad menos impersonal.
- SPEECH. Proteger la libertad de expresión.
- INEQU. Luchar contra las desigualdades sociales.
- JOB. Más participación en el trabajo.
- GOVER. Más participación en el gobierno.
- IDEAS. Las ideas deben contar más que el dinero.

la dimensión horizontal. Ello indica que el CDS y el PP están, o por lo menos lo estaban en esa fecha, compitiendo por espacios electorales muy diferenciados, pese a que supuestamente se encuentran a mayor proximidad ideológica. Aunque ambos electorados tienden a elegir en mayor medida indicadores materialistas, los votantes del PP están más preocupados por los valores relacionados con orden y autoridad. Se trata de una nueva evidencia del importante papel desempeñado por el conflicto de

valores autoritarios/libertarios no sólo para la definición del cambio cultural, como se ha visto hasta ahora, sino también para la redefinición de los espacios de competición partidista.

En el otro extremo del gráfico 4, IU es la organización más próxima a los indicadores libertarios, mientras que el PSOE, aunque se sitúa asimismo en el lado posmaterialista, se encuentra más distante de ellos. Como se ha observado en otros países, también en España los «viejos» partidos comunistas y socialistas están adoptando estrategias electorales para captar el voto de los «nuevos» ciudadanos preocupados por los problemas relacionados con el ecologismo, la participación ciudadana, la calidad de vida y la realización personal. El relativo éxito electoral que algunos de esos partidos están conociendo con estos votantes explica no sólo su estabilidad en los datos electorales agregados, sino también la falta de un crecimiento importante y sostenido de los partidos libertarios y verdes (Kitschelt, 1989 y 1990). Esta parece ser también en España una de las explicaciones de la continuidad del sistema de partidos, junto con el dato obvio de que los posmaterialistas suponen sólo entre un 12 y un 15 por ciento del electorado.

De acuerdo con lo apreciado en el gráfico 4, la coalición electoral IU está compitiendo con cierto éxito por el voto de los posmaterialistas. Un análisis de regresión logística que tenga como variable dependiente el voto a IU confirma que la dimensión materialista/posmaterialista es una de las variables importantes para predecir su apoyo electoral, junto con el grado de religiosidad y la simpatía por el sindicato CC OO (cuadro 6). La clase subjetiva, por el contrario, tiene menos significación. A la vista de ello, parecería que IU está obteniendo (al menos, hasta la fecha de realización de la encuesta) un cierto éxito en su estrategia de captación del voto de los posmaterialistas: un desapego parcial en la defensa de los intereses materiales de la clase trabajadora y una serie de señales cada vez más visibles de apoyo a los valores pacifistas, ecologistas y feministas. No debe olvidarse que la propia IU surgió en 1986 como resultado de una coalición entre distintos partidos y grupos de izquierda contrarios a la

CUADRO 6
«CLEAVAGES» SOCIALES Y VOTO A IZQUIERDA UNIDA, 1988
(Regresión logística)

<i>Variables</i>	<i>Coefficientes de regresión</i>
Clase social subjetiva	.3733
Índice de posmaterialismo	— .6726*
Religiosidad	— .8519*
Simpatía por Comisiones Obreras	.3239*
Constante	-3.003*
(N)	(1.337)
Chi-cuadrado de la mejora del modelo	168.78*
Grados de libertad del modelo	4

* Estadísticamente significativo al nivel 0.01.

integración de España en la OTAN. La nueva fase organizativa culminaba la estrategia propugnada a mitad de los años ochenta por Gerardo Iglesias, el entonces líder del PCE, para la creación de un frente amplio de organizaciones de izquierdas, nucleadas alrededor del PCE y entre los que estuvieran incluidos los ecologistas y feministas (Gunther, 1986: 517). El éxito de la estrategia de IU explica parcialmente la falta de efectos apreciables del cambio cultural en la aparición de nuevos partidos. Como en otros países, las estrategias políticas seguidas por las élites de los partidos comunistas y socialistas tradicionales para adoptar los «nuevos» valores puede impedir el crecimiento significativo de los partidos verdes y ecologistas (Kitschelt, 1990; Müller-Rommel, 1990).

Pese a ello, el éxito de IU en la captación del voto de los posmaterialistas podría estar disminuyendo. El modesto, pero continuo, incremento de los partidos verdes en España podría restar capacidad a IU para seguir capitalizando indefinidamente en el futuro el apoyo electoral de los «nuevos ciudadanos» (21). Los resultados del análisis dimensional no-métrico que aparecen en el gráfico 5 así lo insinúan (22): los partidos verdes están rivalizando también por el apoyo electoral de los ciudadanos que eligen indicadores posmaterialistas, compitiendo de este modo con IU (23). Ello no obstante, deben notarse las diferentes ubicaciones de ambos partidos. Aunque se encuentran equidistantes del indicador «proteger el medio ambiente», la presencia de preocupaciones económicas y sociales entre los votantes de IU le coloca más próximo al indicador «luchar contra las desigualdades sociales» (situado por encima) y «garantizar el crecimiento de la economía» (alojado por debajo). Estas preocupaciones no son tan importantes entre los votantes de los partidos verdes, quienes comparten una preocupación mucho mayor por el deterioro del medio ambiente.

A fin de revalidar estas conclusiones, hemos efectuado dos análisis de regresión logística que tienen como variables dependientes el voto a IU y el voto a los partidos verdes, respectivamente (cuadro 7). Los resultados muestran que los dos indicadores de *cleavages* estadísticamente significativos para el voto a IU son el religioso y la dimensión materialista/posmaterialista. Pero esta última dimensión parece ser la única

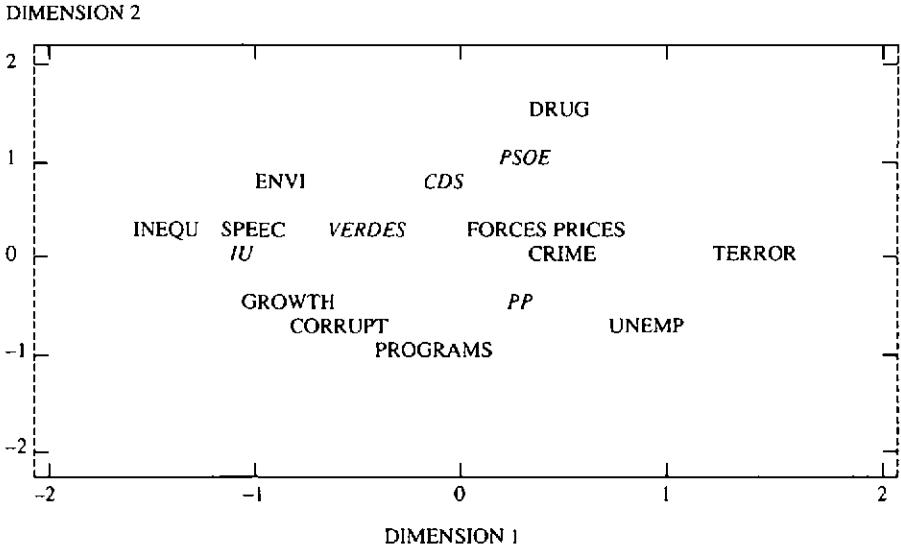
(21) Los «nuevos partidos», sobre todo los verdes y ecologistas, han logrado en España pasar de menos de 1.500 votos (o el 0,02 por ciento) en las elecciones municipales de 1983 a más de 350.000 (o el 1,79 por ciento) en las legislativas de 1989, aunque han descendido a 270.123 votos (o el 1,14 por ciento) en las últimas elecciones de 1993. Aunque de constituir un solo partido o coalición hubieran supuesto hipotéticamente la quinta fuerza en número de votos en el ámbito nacional, en 1989, por ejemplo, se encontraban fragmentados en ocho candidaturas distintas. Su correlación de voto con IU era muy alta (0,88), lo que apunta a una competición electoral por un mismo, o similar, espacio electoral.

(22) La encuesta de 1993, llevada a cabo justo antes de la celebración de las elecciones, refleja algunos efectos que son consecuencia de la intensa campaña electoral. Para evitarlos, decidimos realizar esta parte del análisis con los datos de la encuesta de 1992.

(23) En la encuesta de 1988 no se incluyeron los partidos verdes como opción a elegir por los entrevistados.

GRÁFICO 5

ANÁLISIS MULTIESCALAR NO-MÉTRICO CON 12 INDICADORES
MATERIALISTAS/POS-MATERIALISTAS Y LOS PARTIDOS NACIONALES, 1992
(Kruskal stress —forma 1— en 2 dimensiones)



STRESS EN LA CONFIGURACION FINAL .24644
PROPORCION DE LA VARIANZA EXPLICADA (RSQ) .60757

ETIQUETAS DE LOS INDICADORES

PP. Partido Popular.
CDS. Centro Democrático y Social.
IU. Izquierda Unida.
PSOE. Partido Socialista Obrero Español.
VERDES. Partidos Verdes.

UNEMP. Luchar contra el paro.	RIGHTS. Proteger las libertades cívicas.
CRIME. Luchar contra la delincuencia.	INEQU. Luchar contra las desigualdades sociales.
PRICES. Frenar el alza de precios.	ENVIR. Proteger el medio ambiente.
FORCES. Una defensa fuerte.	CORRUPT. Luchar contra la corrupción.
GROWTH. Garantizar el crecimiento económico.	DRUG. Luchar contra el narcotráfico.
TERROR. Luchar contra el terrorismo.	PROGRAMS. Incrementar los programas sociales.

relevante para predecir el voto a los partidos verdes. Estos datos manifiestan que los nuevos valores que emergen con el cambio cultural inciden en el voto a ambas organizaciones políticas; pero revelan también la distinta naturaleza de sus respectivos apoyos electorales. La diferencia se hace más visible aún si repetimos los análisis de regresión logística con las mismas variables, bien que controladas ahora por cohortes (cuadro 8). La dimensión materialista/posmaterialista es estadísticamente significa-

CUADRO 7

«CLEAVAGES» SOCIALES Y VOTO POR IZQUIERDA UNIDA
Y A PARTIDOS ECOLOGISTAS, 1992
(Regresión logística)

<i>Variables</i>	<i>Izquierda Unida</i>	<i>Partidos ecologistas</i>
Clase social subjetiva	.1722	— .5419
Índice de posmaterialismo	.4209*	.3327***
Religiosidad	— .5849*	— .2907
Constante	— 2.110	— 1.6698
Chi-cuadrado de la mejora del modelo	52.66**	8.32**
Grados de libertad del modelo	3	3
(N)	(1.124)	(1.124)

* Estadísticamente significativo al nivel 0.01.

** Estadísticamente significativo al nivel 0.05.

*** Estadísticamente significativo al nivel 0.10.

CUADRO 8

«CLEAVAGES» SOCIALES, REEMPLAZO GENERACIONAL Y VOTO
A IZQUIERDA UNIDA Y A LOS PARTIDOS ECOLOGISTAS, 1992
(Regresión logística)

<i>Variables</i>	<i>Izquierda Unida</i>	<i>Partidos ecologistas</i>
Clase social subjetiva por cohorte 1 ^a	.0450	.1330
Clase social subjetiva por cohorte 3 ^a	.4206*	— 1.8431
Índice de posmaterialismo por cohorte 1 ^a	.5003*	.2524
Índice de posmaterialismo por cohorte 3 ^a	— .1066	— .0591
Religiosidad por cohorte 1 ^a	— .5192*	— .1576
Religiosidad por cohorte 3 ^a	— .5362*	— .5438
Constante	— 2.7596*	— 4.496*
Chi-cuadrado de la mejora del modelo	75.80*	24.95*
Grados de libertad del modelo	6	6
(N)	(1.124)	(1.124)

* Estadísticamente significativo al nivel 0.01.

(1^a) Esta variable representa la variable original multiplicada por una variable que recoge las dos cohortes *más jóvenes* del gráfico 1.(3^a) Esta variable representa la variable original multiplicada por una variable que recoge las dos cohortes de *mayor edad* del gráfico 4.

tiva sólo entre las cohortes más jóvenes de los votantes de IU, mientras que el conflicto de clase es relevante entre los electores que pertenecen a las cohortes de mayor edad. Existe, pues, un conflicto intergeneracional de valores entre los votantes de IU, lo que en determinadas circunstancias podría provocar una mayor fragmentación de su apoyo electoral y un cierto incremento de conflictos internos. Por el contrario, en el caso de los partidos verdes ese mismo análisis no origina ningún coeficiente estadísticamente significativo cuando las cohortes aparecen como variables de control. La dimensión ma-

terialista/posmaterialista es la única importante para explicar el voto a este tipo de partidos, independientemente de la cohorte a la que sus electores pertenezcan.

En consecuencia, el cambio cultural, generado por el reemplazo generacional, ha tenido dos efectos sobre el sistema de partidos en España. Ha producido un aumento del apoyo electoral a los partidos verdes y a IU. Pero, al mismo tiempo, el apoyo de los sectores de jóvenes posmaterialistas a IU podría llevar a la progresiva transformación de la naturaleza originaria del «viejo» partido, y, en el peor de los casos, al agravamiento de sus conflictos internos y a la fragmentación de sus apoyos electorales. Es evidente que en el interior de IU coexisten dos grupos de votantes: los más jóvenes, orientados hacia los valores de la nueva izquierda y del posmaterialismo, y los más viejos, seguidores de una izquierda más tradicional y entre quienes la presencia de los valores materialistas está bastante más generalizada. Es probable que una modalidad de esta división intergeneracional haya podido ya plantearse con cierta dureza durante las crisis internas del PCE a principios de los años ochenta (Gunter, 1986: 515-516), confirmando, de este modo, lo observado en otros partidos comunistas europeos (Kitschelt, 1989 y 1990). Sea como fuere, lo cierto es que el caso de IU ejemplifica la posibilidad de que cambios en los elementos básicos y en los apoyos electorales de un partido carezcan de reflejos significativos en los datos electorales agregados, y, menos aún, de modificaciones en el sistema de partidos.

La interacción de los *cleavages* políticos existentes con las dos nuevas dimensiones del cambio cultural (materialista/posmaterialista y autoritaria/libertaria) puede cambiar las áreas de conflicto político y modificar los elementos de la competición partidista. La situación del PSOE en el gráfico 5 es una clara prueba de ello. Y ambos pueden, a su vez, generar cambios en la composición del electorado y en la naturaleza de algún componente del sistema de partidos. Pero ninguno de ellos resulta ineludible (24). Las estrategias seguidas por los principales partidos para adaptarse a los nuevos electores pueden conllevar, como se ha visto, un cambio en su propia naturaleza, pero sin que ello tenga consecuencias explícitas sobre las pautas de interacción partidista. Del mismo modo, aquellas nuevas áreas de conflicto pueden propiciar la aparición de nuevos partidos; pero su consolidación y éxito electoral dependen no tanto de la fuerza de la dimensión materialista/posmaterialista *per se*, como de las estrategias adoptadas por los partidos competidores y de la misma naturaleza de estas nuevas organizaciones partidistas.

En definitiva, los diferentes efectos del cambio cultural dependen de las estrategias políticas y electorales adoptadas por los principales partidos para captar las demandas de los nuevos posmaterialistas, una tarea que han de llevar a cabo simultáneamente con la defensa de los intereses de sus electores tradicionales. Este proceso

(24) En este sentido, Mair (1989 y 1990) y Bartolini y Mair (1990) han efectuado interesantes distinciones entre los conceptos, no siempre correctamente separados, de cambio en un partido (*party change*) y de cambio en el sistema de partidos (*party system change*).

adquiere especial importancia en el caso de IU, que ha de mantener un balance adecuado entre sus seguidores de izquierda más tradicional y materialista y aquellos orientados hacia esos nuevos valores. Los efectos del cambio cultural también están condicionados por las estrategias políticas y las evoluciones internas de los partidos verdes (Kistchelt, 1989 y 1990). Finalmente, está supeditado a un conjunto variable de factores institucionales, como los elementos del sistema electoral y las dimensiones del sistema de partidos. Como ocurre en otros países europeos (Müller-Rommel, 1989 y 1990), las distintas dosis de su combinación permiten que los efectos del cambio cultural puedan ser más explícitos y que, a su vez, puedan tener más consecuencias en partidos específicos del sistema (*party change*) que en el sistema de partidos en general (*party system change*) (25). Hasta el momento, la disposición de estos factores en España ha generado más efectos en un partido concreto que en el propio sistema de partidos. Pero la intensidad de los cambios iniciados en las elecciones de junio de 1993 impide que pueda excluirse *a priori* la ampliación de esos efectos a otros partidos o, desde luego, al mismo sistema partidista.

CONCLUSIONES

En España también se está produciendo un cambio cultural, bien que con importantes especificidades. Una de ellas se refleja en la coexistencia de un número comparativamente importante de posmaterialistas y de una presencia todavía mayoritaria de materialistas. Ello no impide que, como en muchos otros países, el cambio cultural en España esté unido al reemplazo promovido por las nuevas generaciones. El impacto del cambio cultural ha sido notorio en la estructura de los *cleavages* políticos y también, aunque especialmente entre las cohortes más jóvenes, en los espacios de competición partidista. Pero, por el momento, sus consecuencias no han llegado al sistema de partidos. Además, el cambio cultural en España no se ha traducido tanto en el crecimiento electoral de los partidos verdes, como en un cambio considerable de los perfiles electorales de IU. Sus aspectos positivos no están exentos de problemas: una de las avenidas por las que podría transcurrir el cambio consistiría en implicar un mayor potencial de conflictividad interno y un cierto incremento en la fragmentación de sus apoyos electorales.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- ABRAMSON, PAUL R., y RONALD INGLEHART (1986): «Generational replacement and value change in six west european societies», *American Journal of Political Science*, 30, págs. 1-25.

(25) Para una discusión más amplia sobre las fuentes de cambio y control de los partidos y de la política partidista, véase Rohrchneider (1993).

- ABRAMSON, PAUL R., y RONALD INGLEHART (1987): «Generational replacement and the future of post-materialist values», *Journal of Politics*, 49, págs. 231-241.
- (1992): «Generational replacement and value change in eight west european societies», *British Journal of Political Science*, 22, págs. 183-228.
- (1993): «Education, security and postmaterialism», Manuscrito.
- BARNES, SAMUEL H., PETER McDONOUGH y ANTONIO LÓPEZ PINA (1985): «The development of partisanship in new democracies: the case of Spain», *American Journal of Political Science*, 29, págs. 695-720.
- BARTOLINI, STEFANO, y PETER MAIR (1990): *Identity, competition and electoral availability. The stabilization of european electorates 1885-1985*. Cambridge, Cambridge University Press.
- CAMPBELL, DONALD T., y JULIAN C. STANLEY (1963): *Experimental and quasi-experimental designs for research*, Boston, Houghton Mifflin.
- DALTON, RUSSELL J., SCOTT FLANAGAN y PAUL ALLEN BECK, eds. (1984): *Electoral change in advanced industrial democracies: realignment or dealignment?*. Princeton, Princeton University Press.
- DEL CASTILLO, PILAR (1990): «Aproximación al estudio de la identificación partidista en España», *Revista de Estudios Políticos*, 70, págs. 125-141.
- DÍEZ MEDRANO, JUAN, BLANCA GARCÍA-MON y JUAN DÍEZ NICOLÁS (1989): «El significado de ser de izquierdas en la España actual», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 45, págs. 9-41.
- DÍEZ NICOLÁS, JUAN (1992a): «Posición social, información y postmaterialismo», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 57, págs. 21-35.
- (1992b): «Postmaterialismo y desarrollo económico», en *Investigaciones Políticas*, V. Madrid, AED-DEMO, 1992
- DUCH, RAYMOND M., y MICHAEL TAYLOR (1993): «Postmaterialism and the economic condition», *American Journal of Political Science*, 37, págs. 15-36
- DUNTEMAN, GEORGE H. (1989): *Principal components analysis*, Beverly Hills, Sage Publications.
- FOX, JOHN (1991): *Regression diagnostics*, Beverly Hills, Sage Publications.
- GLENN, NORVAL D. (1977): *Cohort analysis*, Beverly Hills, Sage Publications.
- GUNTHER, RICHARD (1986): «Los Partidos Comunistas de España», en *Crisis y cambio: electores y partidos en la España de los años ochenta*, ed. JUAN J. LINZ y JOSÉ R. MONTERO, Madrid, Centro de Estudios Constitucionales.
- GUNTHER, R., y JOSÉ R. MONTERO (1994): «Los anclajes del partidismo: un análisis comparado del comportamiento electoral en cuatro democracias del sur de Europa», en *Comportamiento político y electoral*, ed. PILAR DEL CASTILLO, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas.
- INGLEHART, RONALD (1977): *The silent revolution: changing values and political styles among western publics*, Princeton, Princeton University Press.
- (1985): «Aggregate stability and individual-level flux in the mass belief systems: the level of analysis paradox», *American Political Science Review*, 79, págs. 97-116.
- (1988): «The renaissance of political culture», *American Political Science Review*, 82, págs. 1203-1230.
- (1990a): *Culture shift in advanced industrial society*, Princeton, Princeton University Press.
- (1990b): «Values, ideology and cognitive mobilization in new social movements», en *Challenging the political order. New social and political movements in western democracies*, ed. RUSSELL J. DALTON y MANFRED KUECHLER, Nueva York, Polity Press.
- (1990c): «From class-based to value-based politics», en *The west european party system*, ed. PETER MAIR, Nueva York, Oxford University Press.
- (1990d): «Political value orientations», en *Continuities in political action. A longitudinal study of political orientations in three western democracies*, ed. M. KENT JENNINGS, JAN W. VAN DETH et al., Nueva York, Walter de Gruyter.
- KITSCHOLT, HERBERT (1989): *The logic of party formation. Ecological politics in Belgium and West Germany*, Nueva York, Cornell University Press.
- (1990): «New social movements and the decline of party organization», en *Challenging the political*

- order. *New social and political movements in western democracies*, ed. RUSSELL J. DALTON y MANFRED KUECHLER. Nueva York. Polity Press.
- KNUTSEN, ODDBJORN (1988): «The impact of structural and ideological party cleavages in west european democracies: a comparative empirical analysis». *British Journal of Political Science*, 18, págs. 323-352
- (1989a): «Cleavages dimensions in ten west european countries. A comparative empirical analysis». *Comparative Political Studies*, 21, 495-534.
- (1989b): «The priorities of materialist and post-materialist political values in the nordic countries — A five-nation comparison». *Scandinavian Political Studies*, 12, págs. 221-243.
- (1990): «The materialist/post-materialist value dimension as a party cleavage in the nordic countries». *West European Politics*, 13, págs. 258-273.
- LINZ, JUAN J. (1984): «La sociedad española. Presente, pasado y futuro», en *España, un presente para el futuro. La sociedad*, ed. J. J. LINZ, Madrid, Instituto de Estudios Económicos.
- LINZ, JUAN J., MANUEL GÓMEZ REINO, FRANCISCO A. ORIZO y DARLO VILA (1981): *Informe sociológico sobre el cambio político en España, 1975-1981*. Madrid, Euramérica.
- MAIR, PETER (1989): «The problem of party system change». *Journal of Theoretical Politics*, 1, págs. 251-276.
- (1990): «Parameters of change», en *The west european party system*, ed. P. MAIR, Nueva York, Oxford University Press.
- MASON, KAREN O., WILLIAM M. MASON, H. H. WINSBOROUGH, y W. KENNETH POOLE (1973): «Some methodological issues in cohort analysis of archival data», *American Sociological Review*, 38, págs. 242-58.
- MENARD, SCOTT (1991): *Longitudinal research*, Beverly Hills, Sage Publications.
- (1992): «Demographic and theoretical variables in the age-period-cohort analysis of illegal behavior». *Journal of Research of Crime and Delinquency*, 29, págs. 178-99.
- MONTERO, JOSÉ RAMÓN, y MARIANO TORCAL (1990): «Voters and citizens in a new democracy: some trend data on political attitudes in Spain». *International Journal of Public Opinion Research*, 2, págs. 116-140.
- (1992): «Política y cambio cultural en España: una nota sobre la dimensión postmaterialista». *Revista Internacional de Sociología*, 1, págs. 61-99.
- (1994): «Value change, generational replacement and politics in Spain», Working Paper, 56, Madrid, Instituto Juan March de Estudios e Investigaciones.
- MÜLLER-ROMMEL, FERDINAND (ed.) (1989): *New politics in western Europe*. Boulder, Westview Press.
- (1990): «New political movements and "new politics" parties in western europe», en *Challenging the political order. New social and political movements in western democracies*, ed. RUSSELL J. DALTON y MANFRED KUECHLER. Nueva York, Polity Press.
- ORIZO, FRANCISCO A. (1991): *Los nuevos valores de los españoles. España en la Encuesta Europea de Valores*. Madrid, Fundación Santa María.
- RICHARDSON, BRADLEY M. (1990): «The development of partisan commitments in post-franquist Spain». Manuscrito.
- ROHRSCHEIDER, ROBERT (1993): «Environmental belief systems in western Europe. A hierarchical model of constraint». *Comparative Political Studies*, 26, págs. 3-29.
- SANI, GIACOMO, y MONTERO, JOSÉ R. (1986): «El espectro político: izquierda, derecha y centro», en *Crisis y cambio: electores y partidos en la España de los años ochenta*, ed. JUAN J. LINZ y JOSÉ R. MONTERO. Madrid, Centro de Estudios Constitucionales.
- SANI, GIACOMO, y PILAR DEL CASTILLO (1983): «El rol político de las mujeres en la España actual», *Revista de Derecho Político*, 17, págs. 35-66.
- SHIVELY, W. PHILLIPS (1991): «Review of Culture shift in advanced industrial society», *Journal of Politics*, 53, págs. 235-238.

- TORCAL, MARIANO (1989): «La dimensión materialista-postmaterialista en España: las variables del cambio cultural», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 47, págs. 227-254.
- (1992): «Análisis dimensional y estudio de valores: el cambio cultural en España», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 58, págs. 97-122.
- WEISBERG, HERBERT F. (1974): «Dimensionland: an excursion into spaces». *American Journal of Political Science*, 18, págs. 743-776.