

IGNACIO LAGO PEÑAS \_Universidad Pompeu Fabra  
JOSÉ RAMÓN MONTERO GIBERT \_Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales (Instituto Juan March)/  
Universidad Autónoma de Madrid \_[131-150]

# Atajos informativos y voto en tres referendos españoles



*Es bien conocido que los votantes tienen una escasa información política en las elecciones de masas. Sin embargo, se suele señalar que pueden usar la heurística o atajos cuando deciden a quién apoyan. Este artículo emplea las encuestas del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) realizadas con motivo de los referendos constitucionales de 1978 y 2005 y el referendo sobre la entrada de España en la OTAN en 1986 para analizar si los atajos permiten a los votantes mal informados emular el comportamiento de los votantes relativamente bien informados. &*

**& Palabras clave:** atajo, heurística, elecciones, referendo



## 1. INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

Entre los fundamentos de los modelos clásicos de la democracia, en particular de la ateniense, la existencia de ciudadanos bien informados e interesados en la política es probablemente el más importante (Held, 1996). En la famosa oración fúnebre atribuida a Pericles en el siglo V antes de Cristo y compuesta por Tucídides pocas décadas después de que fuese pronunciada, por ejemplo, puede leerse que “arraigada está en ellos [los atenienses] la preocupación de los asuntos privados y también de los públicos; y estas gentes, dedicadas a otras actividades, entienden no menos de los asuntos públicos. Somos los únicos, en efecto, que consideramos al que no participa de estas cosas, no ya un tranquilo, sino un inútil, y nosotros mismos, o bien emitimos nuestro propio juicio, o bien deliberamos rectamente sobre los asuntos públicos, sin considerar las palabras un perjuicio para la acción, sino el no aprender de antemano mediante la palabra antes de pasar de hecho a ejecutar lo que es preciso”<sup>2</sup>.

Sin embargo, décadas de investigación con datos individuales tras la aparición de las primeras encuestas en los años cuarenta del siglo pasado han puesto de manifiesto repetida e incontestablemente la ignorancia y falta de sofisticación de los votantes<sup>3</sup>. Berelson, Lazarsfeld y Gaudet (1954: 307-310) fueron algunos de los primeros que señalaron estas carencias de los individuos cuando concluían que “nuestros datos revelan que ciertos requerimientos comúnmente asumidos para el adecuado funcionamiento de la democracia no se encuentran en el comportamiento del ciudadano medio (...). Muchos votan sin una implicación real en las elecciones (...). El ciudadano no tiene mucha información sobre los detalles de la campaña (...). En un sentido riguroso o estricto los votantes no son muy racionales”. Y poco después Campbell, Converse, Miller y Stokes (1960: 543) confirmaban que “[el electorado] es casi completamente incapaz de juzgar la racionalidad de las acciones del gobierno; sabe poco sobre las políticas particulares y lo que ha conducido a ellas, la masa del electorado no es capaz de valorar ni los objetivos ni la adecuación de los medios para conseguir tales fines”. De este modo, el estudio de la opinión pública ha estado dominado por el llamado *minimalismo*: los ciudadanos se caracterizan por (1) su mínimo nivel de atención e información política; (2) su mínimo dominio de conceptos políticos abstractos; (3) la mínima estabilidad de sus preferencias; y (4) sus mínimos niveles de limitaciones en sus actitudes (Sniderman, Brody y Tetlock, 1991: cap. 1).

No parece difícil justificar este minimalismo. Por un lado, dada la minúscula probabilidad de que los votantes puedan influir en los resultados de las elecciones, tienen escasos incentivos para informarse. Su ignorancia no hace sino evidenciar su racionalidad (Downs, 1957). Por otro, y como ya señalara Sieyès<sup>4</sup>, a diferencia de la democracia ateniense, las democracias representativas son una expresión de la división del trabajo: unos pocos regulan y dirigen el proceso social sin consultar constantemente a los demás (Ferejohn, 1990). La eficiencia de esta separación de papeles desaparecería si al final gobernantes y gobernados supieran lo mismo sobre los asuntos públicos. Precisamente lo que los ciudadanos persiguen a través de un contrato social es despreocuparse en gran medida de la política.

Pero que los ciudadanos no tengan mucha información no significa que sean incapaces de tomar decisiones políticas razonadas<sup>5</sup>. En la gráfica expresión de Key (1966: 7), “los votantes no son tontos”. Sobre todo desde los años noventa del siglo pasado, aunque ya aparece sugerido en Downs (1957), por ejemplo, se ha observado que los individuos pueden compensar en muchas ocasiones su limitada información política a través de la utilización de la heurística<sup>6</sup>.

Por heurística se entiende en este caso el empleo de atajos de decisión que posibilitan organizar y simplificar las decisiones políticas de un modo eficiente, en el sentido de que requieren muy poca información para manejarse con problemas incluso complejos (Sniderman *et al.*, 1991: 19). O, en otras palabras, atajos mentales que necesitan una escasa información para realizar juicios políticos rigurosos (Kuklinski y Quirk, 2000: 153). Entre los numerosos atajos que se han señalado se cuentan la opinión de los líderes (Berelson *et al.*, 1954), la identificación partidista o la ideología (Downs, 1957), la historia o el pasado reciente (Downs, 1957; Fiorina, 1981; Key, 1966), la demografía (Popkin *et al.*, 1976), el apoyo de los grupos de interés (Lupia, 1994) o características de los políticos como el género (McDermott, 1997), la raza (Sigelman *et al.*, 1995), la orientación sexual (Golebiowska, 2001) o la ocupación (McDermott, 2005).

Para ilustrar cómo funcionan los atajos, y en consonancia con el análisis empírico que acometeremos más adelante, imaginemos un referendo acerca de la entrada de un país en una organización internacional. En lugar de invertir un largo tiempo en estudiar los pros y contras de esta entrada, cuya complejidad puede hacer además que se le escapen, un votante puede simplemente seguir el curso de acción que le recomienda su partido. La ideología o el partido político funcionan como un sustituto (en muchos casos perfecto) de la información. De este modo, gracias a la utilización de atajos, el comportamiento de los individuos poco informados acaba pareciéndose mucho, si es que no resulta idéntico, al de los bien informados (véase, por ejemplo, Lupia, 1994).

Evidentemente, no todos los posibles atajos que se han referido son útiles en todas las circunstancias. Para evitar explicaciones de *caja negra*, en las que la conexión entre el *input* (el atajo) y el *output* (el comportamiento) se desconoce, resulta imprescindible mostrar no sólo que la gente utiliza los atajos, sino también aclarar bajo qué condiciones lo hace. En caso contrario, como advierten Sniderman *et al.* (1991: 70), el riesgo de que cualquier correlación entre la variable dependiente y alguna independiente sea tomada como evidencia de un atajo es elevado.

Esta teoría acerca de las capacidades de la heurística ha sido desarrollada recientemente por Lupia y McCubbins (1998) combinando la psicología social y la teoría de la elección racional<sup>7</sup>. Tomar decisiones razonadas pasa por tener información, esto es, por ser capaz de estimar las consecuencias de las acciones. Existen dos caminos para obtener esta información, como ya señalaba Pericles: a través de la experiencia personal, una estrategia no siempre posible y, por supuesto, exigente en cuanto a la inversión en tiempo y esfuerzo, o siguiendo lo que otros actores hacen, dicen o escriben. Pero aprender de los demás requiere que tenga lugar la persuasión, es decir, el cambio en las creencias que maneja un individuo (Lupia y McCubbins, 1998: 40), y la persuasión sólo es posible cuando se satisfacen tres condiciones: (1) la persona que aprende no está segura de qué alternativa es la mejor; (2) cree que la persona de la que aprende tiene el conocimiento que ella desea; y (3) considera que la persona de la que aprende tiene un incentivo para revelar lo que sabe. En fin, las características del actor del que se aprende, las condiciones en las que se aprende y las propias características de quien aprende determinan la utilidad de un atajo<sup>8</sup>.

En este artículo se estudia cómo han funcionado los atajos informativos en el comportamiento electoral de los españoles en los referendos relativos a la aprobación de la Constitución Europea (2005), a la entrada de España en la OTAN (1986) y la aprobación de la Constitución Española (1978). Como tendremos ocasión de ver más adelante, el análisis de una nueva democracia como la española en momentos separados por casi tres décadas permite revisar cómo surgen los atajos y cómo cambia su uso cuando se acumulan experiencias electorales.

No podemos olvidar que, con excepciones como el estudio de Torcal y Lago (2005), no se dispone de evidencia empírica sobre el empleo de la heurística en los procesos electorales en España. El artículo se estructura del siguiente modo: después de esta introducción, se discute la relevancia política y sustantiva de los casos estudiados y se plantean las principales hipótesis; a continuación se realizan análisis empíricos individuales para cada referendo y, finalmente, se presentan las conclusiones y sus implicaciones políticas.

## 2. RELEVANCIA POLÍTICA Y TEÓRICA DEL ESTUDIO E HIPÓTESIS CAUSALES

Aunque los estudios sobre información política, y en particular la heurística, cuentan ya con una cierta tradición, sigue siendo limitada la evidencia acumulada al margen de Estados Unidos o Gran Bretaña, y cuando se trata de las democracias de la tercera ola todavía son más escasas las investigaciones disponibles. Sin embargo, el análisis de las nuevas democracias como la española resulta especialmente interesante porque permite combinar la *sección cruzada* y el tiempo. En efecto, cuando se estudian democracias tradicionales se puede constatar el uso de la heurística, pero no es posible determinar –por razones obvias– cuándo y cómo se empieza a utilizar. ¿Se pueden usar atajos cuando no se tiene ninguna experiencia electoral? ¿Cuánto cambia el impacto de la heurística en el comportamiento electoral cuando se consolida una democracia? Detenerse en España en 1978, cuando se estaba en plena transición a la democracia, y en 2005, cuando la normalización democrática es un hecho, nos permite ofrecer algunas respuestas a estos interrogantes.

Por otro lado, los análisis de la heurística se suelen realizar en los laboratorios o tienen como objeto procesos políticos poco relevantes, como reformas de seguros (Lupia, 1994). El estudio de los referendos constitucionales de 1978 y 2005, y el de la entrada de España en la Organización del Tratado del Atlántico Norte (OTAN), absolutamente centrales en la política española, posibilita superar esta limitación y discutir la relevancia de los atajos en procesos electorales de primer nivel. Además, en la medida en que se refieren a toda España, las encuestas que se manejan garantizan un elevado número de observaciones algo que, como es de esperar, facilita la inferencia estadística<sup>9</sup>. En fin, los referendos proporcionan un contexto particularmente apropiado para reflexionar sobre la heurística: los votantes deben escoger entre posibilidades que les vienen impuestas exógenamente y suelen ser, dada su novedad, más complejas que las que se encuentran en las elecciones al uso. Puesto que es probable que los votantes estén confusos acerca de las consecuencias de la aprobación de un referendo, el recurso a los atajos para superar su ignorancia inicial debería de ser más intenso de lo habitual.

La hipótesis básica que queremos falsar en este artículo es que *el comportamiento electoral de los votantes españoles poco informados en los tres referendos señalados se acaba pareciendo (algo más) al de los muy informados gracias al uso de los atajos*. Los distintos niveles de competitividad electoral de los referendos y su separación temporal nos permite contrastar dos hipótesis complementarias. En primer lugar, que manteniéndose *todo lo demás igual*, *cuanto menor sea la competitividad electoral, el comportamiento electoral de los individuos que tienen mucha información política y el de que no tienen ninguna será más parecido, esto es, en las consultas sobre la Constitución Española y la Constitución Europea habrá más semejanzas entre ellos que en la de la OTAN*.

La razón es que en contextos de amplio consenso las fuentes de información que tiene a su disposición un individuo no facilitarán mensajes contradictorios y sugerirán, por tanto, un mismo curso de acción.

En segundo lugar, pensamos que, *todo lo demás igual, la utilización de los atajos informativos será mayor a medida que se avanza en el desarrollo de la práctica democrática*. Dados los dispares niveles de competitividad de los referendos, para controlar en alguna medida esta variable nos quedaremos con las consultas de 1978 y 2005. Así, *en el referendo constitucional de 2005 los ciudadanos deberían de ser más capaces de emplear los atajos para decidir su voto que en el de la Constitución Española*.

De todos modos, y aunque técnicas como el análisis de panel de sección cruzada (Firebaugh, 1997), por ejemplo, serían más adecuadas para nuestros intereses, las notables diferencias en las cuestiones que contienen cada una de las encuestas sólo permite un análisis de sección cruzada individual para cada una de los referendos. Las inferencias sobre la influencia del paso del tiempo o la experiencia democrática deben interpretarse, por tanto, con prudencia.

Por otra parte, entre los múltiples atajos que se pueden seguir, en los estudios empíricos que realizaremos sólo contemplamos dos: la identificación partidista o, más bien, el voto a los partidos y, en el referendo de la OTAN, las influencias interpersonales. Las preguntas contenidas en los cuestionarios no nos permiten especificar más estrategias de adquisición de información.

### 3. ANÁLISIS EMPÍRICO

En la Tabla 1 se presentan los niveles de conocimiento declarados de los españoles acerca de los contenidos de la Constitución Europea y la Española y las ventajas e inconvenientes de la permanencia de España en la OTAN<sup>10</sup>. Un 84% y un 65% de los individuos manifestaba que conocía poco o nada la Constitución Europea y la OTAN, respectivamente; mientras que, por el contrario, algo más de la mitad señalaba que estaba suficientemente informado sobre la Constitución Española. En fin, no parece que los españoles se aproximen demasiado a los ciudadanos que preconizan los modelos clásicos de la democracia.

Tabla 1: Grado de conocimiento del tema que se discute en el referendo

	<i>Constitución Europea</i>		<i>Alianza Atlántica</i>		<i>Constitución Española</i>		
	%	N	%	N	%	N	
Mucho	1,4	34	2,1	51	<b>Se considera informado</b>	<b>50,7</b>	<b>591</b>
Bastante	13,7	329	32,0	796			
<b>Poco</b>	<b>59,8</b>	<b>1436</b>	<b>41,7</b>	<b>1036</b>	No se considera informado	40,1	467
Ninguno	24,0	575	23,0	571			
NS/NC	1,1	23	1,3	33	NS/NC	9,3	108
Total	100	2400	100	2487	Total	100	1166

\*En negrita, las categorías modales.

Fuente: CIS 2582, CIS 1522 y CIS 1175.

Para comprobar empíricamente la hipótesis de que los individuos se pueden comportar (casi) como si estuvieran bien informados sobre la política, pese a no estarlo, gracias a la heurística, hemos analizado sucesivamente las decisiones de votar a favor y en contra en los tres referendos y también el voto en blanco en los dos últimos celebrados<sup>11</sup>. En la Tabla 2 se presentan los resultados de cada uno de ellos: los niveles de participación han oscilado entre el 67,11% en el referéndum de la Constitución Española y el 42,32% en el de la Constitución Europea, pasando por el 59,42% en el caso de la OTAN. Por su parte, la Constitución Española concitó el apoyo más mayoritario, con cerca del 90% de los votos válidos, seguida por la Constitución Europea, con más del 76%, y la permanencia de España en la OTAN, con el 53%.

Tabla 2: Resultados de los referendos constitucionales y de la OTAN

	<i>Constitución Española</i>	<i>OTAN</i>	<i>Constitución Europea</i>
Censo	26 632 180	29 024 494	33 582 825
Votantes	17 873 271 (67,11%)	17 246 452 (59,42%)	14 202 663 (42,32%)
Abstención	8 758 909 (32,89%)	11 778 042 (40,58%)	19 359 017 (57,68%)
Votos válidos	17 773 948 (99,29%)	17 054 603 (98,89%)	14 081 966 (99,14%)
Votos nulos	1 33 786 (0,75%)	191 849 (1,11%)	122 697 (0,86%)
<b>Resultados</b>			
Sí	15 706 078 (88,54%)	9 054 509 (53,09%)	10 804 464 (76,73%)
No	1 400 505 (7,89%)	6 872 421 (40,30%)	2 928 409 (17,24%)
En blanco	632 902 (3,57%)	1 127 673 (6,61%)	849 093 (6,03%)

Fuente: <http://www.elecciones.mir.es>.

Todas las variables dependientes de los análisis empíricos son dicotómicas, de tal manera que el valor 1 siempre corresponderá al voto favorable y el 0 al desfavorable o, en su caso, al blanco. Hemos seleccionado, por tanto, modelos *logit* binomiales, equivalentes a los *logit* multinomiales, pero más sencillos en su interpretación (Álvarez y Nagler, 1998)<sup>12</sup>.

Las encuestas que empleamos son los estudios del CIS 1175 (noviembre de 1978: referendo de la Constitución Española), 1522 (marzo de 1986: referendo de la OTAN) y 2582

(noviembre de 2004: referendo de la Constitución Europea): el primero y el último son preelectorales y el segundo postelectoral. Los criterios que hemos seguido para escoger estos tres estudios han sido su proximidad a la fecha de celebración del referendo (mejor si eran postelectorales) y la existencia de preguntas en el cuestionario adecuadas para nuestros propósitos.

### 3.1. El referendo de la Constitución Española

En la explicación del voto en el referendo constitucional de 1978 sólo se contemplan las siguientes variables:

- *Voto a favor/en contra*: 1 si el individuo pensaba votar a favor, 0 si pensaba votar en contra.
- *Conocimiento de la Constitución Española*: 1 si el individuo declaraba que estaba suficientemente informado, 0 si no lo consideraba así.
- *Voto en las generales de 1977*: 1 si el individuo votó en las elecciones de 1977 a un partido que apoyaba el sí a la Constitución (AP, PSOE, DC, PSP, UCD, PCE y PDC), 0 si no votó, no contesta o votó a un partido que respaldaba la abstención (PNV).

Tabla 3: Estadísticos descriptivos de las variables empleadas en la explicación del voto en el referendo de la Constitución Española

<i>Variables</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. típica</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Voto a favor/en contra	0,91	0,28	0	1
Conocimiento de la Constitución Española	0,56	0,50	0	1
Voto en las generales de 1977	0,63	0,48	0	1

Fuente: CIS 1175.

Puesto que no se dispone de ninguna cuestión que se refiera a la opinión de los individuos sobre el texto constitucional, hemos empleado la propia información que manejaba cada individuo como *proxy* de su impacto. Al igual que Lupia (1994), por ejemplo, nuestra hipótesis es que cuanto mayor sea el nivel de información, más probable es el voto afirmativo. El mecanismo detrás de esta idea es que la implicación garantiza el conocimiento de la importancia de la Constitución Española en el proceso de transición democrática. La hipótesis es que los individuos que votaron en las elecciones generales del año anterior a partidos que luego hicieron campaña a favor del sí a la Constitución, tendrán una mayor probabilidad de votar favorablemente que los demás. Como único atajo posible presentamos la movilización o los mensajes de los partidos.

Los resultados de la regresión aparecen en la Tabla 4. Además de la constante, la única variable estadísticamente significativa, si bien al 10% es el atajo de los partidos; su signo es el esperado, positivo. El conocimiento del contenido del texto de la Constitución Española no



es relevante para explicar el voto y muestra el signo contrario al esperado, negativo: a mayor información, menor probabilidad de votar a favor. Aunque el ajuste del modelo es malo, el porcentaje de casos correctamente predichos, más del 92%, es satisfactorio.

Tabla 4: Modelos para explicar el voto en el referendo de la Constitución Española

Variable dependiente	Modelo
	Voto a favor/en contra
<i>Voto en las generales de 1977</i>	
(Referencia: sin respuesta/abstención)	
Partido a favor	0,59** (0,34)
<i>Conocimiento de la Constitución Española</i>	
(Referencia: no)	
Sí	-0,23 (0,36)
Constante	2,27* (0,38)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,01
% Correctamente predichos	92,7
N	575

La estimación es por máxima verosimilitud. Errores típicos entre paréntesis.

\*p<0,01; \*\*p<0,10.

Fuente: CIS 1175.

En la Tabla 5 hemos calculado cuál es la probabilidad de votar a favor de la Constitución Española de los individuos según su conocimiento declarado de la misma. Si efectivamente los atajos son utilizados, sobre todo por parte de aquellos que más los necesitan (los menos informados), los comportamientos de los ciudadanos bien y mal informados tenderán a ser similares, al menos más de lo que esperarían los modelos clásicos de la democracia. Como se puede observar, la diferencia en la probabilidad de votar a favor de los españoles que tenían un conocimiento suficiente de la Constitución y los que no lo tenían es apenas de dos puntos porcentuales: la probabilidad de que los primeros voten a favor es de un 92% y de que lo hagan los segundos es de un 94%.

Para establecer quiénes emplean en mayor medida los atajos y cuáles son sus consecuencias diferenciadas, hemos comparado el comportamiento electoral de los votantes que manejan la heurística y el de que los que no lo hacen dentro de cada categoría de información.

Pensamos que el atajo debería ser usado sobre todo por aquellos que más lo necesitan, los menos informados, de modo que sus decisiones se deberían parecer más a las de los ciudadanos informados cuando siguen el atajo que cuando no lo hacen. No obstante, en la medida

en que la experiencia electoral de los españoles era todavía escasa en 1978, esperamos que este recurso a los atajos fuese menor ahora que en el referendo constitucional de 2005.

Los resultados de la Tabla 5 muestran que la heurística tiene un impacto similar para todos los votantes: la probabilidad de votar a favor es cuatro puntos porcentuales mayor para los que emplean el atajo, se tenga o no un conocimiento adecuado de la Constitución Española.

Tabla 5: Probabilidad media de votar a favor de la Constitución Española (%)

Variable dependiente	Conocimiento suficiente de la Constitución Española	
	Sí	No
Voto a favor/en contra	92	94
<i>Sin atajo*</i>	89	91
<i>Con atajo**</i>	93	95

\*Partido que apoyaba el voto a favor en las generales de 1977.

\*\*Sin respuesta o partido que respaldaba la abstención en las generales de 1977.

Fuente: CIS 1175.

### 3.2. El referendo de la OTAN

En la explicación del voto en el referendo de la OTAN, manejamos las siguientes variables:

- *Voto a favor/en contra*: 1 si el individuo votó a favor, 0 si votó en contra.
- *Voto a favor/en blanco*: 1 si el individuo votó a favor, 0 si votó en blanco.
- *Conocimiento de la OTAN* (nivel de información declarado sobre las ventajas e inconvenientes de la permanencia de España en la Alianza Atlántica): 0 nada informado; 1 poco informado; 2 bastante o muy informado.
- *Valoración del resultado del referendo*: 0 si cree que el resultado del referendo fue malo o muy malo; 1 si no sabe o no contesta; 2 si cree que fue regular y 3 si cree que fue bueno o muy bueno.
- *Voto en las generales de 1982*: 2 si el individuo votó en las elecciones de 1982 a un partido que apoyaba el sí a la entrada de España en la OTAN (PSOE y CDS)<sup>13</sup>, 1 si no votó, votó en blanco, no sabe o no contesta o votó a un partido que pidió la abstención (AP) o no se manifestó claramente (CeU y PNV); 0 si votó a un partido que apoyaba el no (PCE)<sup>14</sup>.
- *Frecuencia de las conversaciones sobre la OTAN*: frecuencia de las conversaciones que ha mantenido cada individuo acerca de la Alianza Atlántica con sus familiares, amigos o compañeros de trabajo): 0 nunca; 1 alguna vez; 2 varias veces; 3 con frecuencia. Se trata como una variable continua.
- *Opiniones sobre la OTAN*: 1 si las opiniones sobre la permanencia de España en la OTAN de los familiares, amigos o compañeros de trabajo del encuestado eran más bien favorables y 0 si eran más bien desfavorables o estaban divididas.

Tabla 6: Estadísticos descriptivos de las variables empleadas en el análisis del referendo de la OTAN

<i>Variables</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. típica</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Voto a favor/contra	0,57	0,50	0	1
Voto a favor/en blanco	0,89	0,31	0	1
Conocimiento de la OTAN	1,01	0,88	0	2
Valoración del resultado en el referendo	1,83	1,16	0	3
Voto en las generales de 1982	1,42	0,55	0	2
Frecuencia de las conversaciones sobre la OTAN	1,22	1,17	0	3
Opiniones sobre la OTAN	0,35	0,48	0	1

Fuente: CIS 1522.

Los posibles atajos que planteamos en este caso son dos: los partidos y las influencias interpersonales<sup>15</sup>. Además, reemplazamos la información por la valoración del resultado del referendo como variable independiente. Puesto que no existen otras alternativas, esta valoración actúa como *proxy* del impacto esperado, positivo o negativo, de la permanencia de España en la OTAN<sup>16</sup>.

Los resultados de las regresiones aparecen en las tablas 7 y 8. En ambos casos hemos estimado dos modelos. El (1) reproduce, *mutatis mutandis*, el que se manejaba en el análisis anterior, mientras que el (2) añade el atajo de las influencias interpersonales. En primer lugar, en la decisión de votar a favor frente a la de hacerlo en contra de la permanencia de España en la OTAN, los dos atajos funcionan como se esperaba (Tabla 7). Salvo la categoría de *sin respuesta/abstención* de la variable sobre el voto en las generales de 1982 en la especificación (2), todas las variables son estadísticamente significativas y tienen los signos esperados.

Por un lado, los individuos que votaron en 1982 a partidos que pedían el sí en el referendo tienen una mayor probabilidad de votar favorablemente que los demás. Por otro, cuanto más frecuentes eran las discusiones sobre la OTAN, menor es la probabilidad de votar favorablemente. Finalmente, cuando las opiniones sobre la OTAN de las personas con las que se relacionaban los ciudadanos eran más bien favorables, mayor es la probabilidad de votar favorablemente<sup>17</sup>. En segundo lugar, en la decisión de votar a favor o en blanco el único atajo que funciona es el partido (Tabla 8). Aunque tienen los signos esperados, las variables que se refieren a las influencias interpersonales no son relevantes para explicar el voto. Todas las demás variables son estadísticamente significativas al 1% y tienen efectos en el mismo sentido que antes. Los ajustes de los modelos son satisfactorios: el porcentaje de casos correctamente predichos siempre supera el 86%.

Tabla 7: Modelos para explicar el voto en el referendo de la OTAN (I)

Variable dependiente	Modelos	
	(1) Voto a favor/en contra	(2) Voto a favor/en contra
<i>Voto en las generales de 1982</i>		
(Referencia: partido en contra)		
Sin respuesta/abstención	1,06** (0,50)	0,27 (0,75)
Partido a favor	2,17 (0,50)	1,85* (0,74)
<i>Valoración del resultado del referendo</i>		
(Referencia: malo o muy malo)		
No sabe/no contesta	4,77* (0,54)	5,44* (1,06)
Regular	3,97* (0,53)	4,58* (1,03)
Buena o muy buena	6,80* (0,53)	7,83* (1,03)
<i>Frecuencia de las discusiones sobre la OTAN</i>		-0,32** (0,15)
<i>Opiniones sobre la OTAN en las discusiones</i>		1,66* (0,29)
Constante	-6,04* (0,70)	-6,53* (1,28)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,54	0,65
% Correctamente predichos	86,03	89,98
N	1267	848

La estimación es por máxima verosimilitud. Errores típicos entre paréntesis.

\*p<0,01.

Fuente: CIS 1522.

Tabla 8: Modelos para explicar el voto en el referendo de la OTAN (II)

Variable dependiente	Modelos	
	(1) Voto a favor/en contra	(2) Voto a favor/en contra
<i>Voto en las generales de 1982</i>		
(Referencia: sin respuesta/abstención)		
Partido a favor	1,95* (0,28)	2,20* (0,42)
<i>Valoración del resultado del referendo</i>		
(Referencia: malo o muy malo)		
No sabe/no contesta	2,63* (0,69)	3,49* (1,29)
Regular	2,40* (0,68)	3,00* (1,21)
Buena o muy buena	4,31* (0,67)	5,30* (1,21)
<i>Frecuencia de las discusiones sobre la OTAN</i>		-0,09 (0,24)
<i>Opiniones sobre la OTAN en las discusiones</i>		0,48 (0,41)
Constante	-2,28* (0,66)	-3,12* (1,30)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,26	0,34
% Correctamente predichos	90,21	93,00
N	817	486

La estimación es por máxima verosimilitud. Errores típicos entre paréntesis.

\*p<0,01.

Fuente: CIS 1522.

En la Tabla 9, y de acuerdo con los resultados de los modelos (1) de las dos regresiones anteriores<sup>18</sup>, hemos calculado cuál es la probabilidad de votar a favor en el referendo frente a la de votar en contra y a la de votar en blanco según los distintos niveles de información declarados por los individuos. Dada la mayor competitividad entre el *sí* y el *no* en este caso, frente a los referendos constitucionales de 1978 y 2005, el comportamiento electoral de los individuos según su nivel de información no es tan parecido ahora. Los ciudadanos sin información tienen una probabilidad de votar a favor frente a la de hacerlo en contra once puntos porcentuales mayor que aquellos que disponen de mucha o bastante información. Las diferencias se reducen a los cuatro puntos cuando se trata de votar a favor o en blanco.

Tabla 9: Probabilidad media de votar a favor de la permanencia de España en la OTAN (%)

Variable dependiente	Nivel de información declarado sobre la OTAN		
	Ninguno	Poco	Mucho o bastante
Voto a favor/en contra	64	62	53
Voto a favor/en blanco	87	90	91

Fuente: CIS 1522.

### 3.3. El referendo de la Constitución Europea

En la explicación del voto en el referendo de la Constitución Europea, manejamos las siguientes variables:

- *Voto a favor/en contra*: 1 si el individuo pensaba votar a favor, 0 si pensaba votar en contra.
- *Voto a favor/en blanco*: 1 si el individuo pensaba votar a favor, 0 si pensaba votar en blanco.
- *Conocimiento de la Constitución Europea* (grado de conocimiento declarado acerca del contenido de la Constitución Europea): 0 ninguno; 1 poco; 2 mucho o bastante.
- *Europa como área de relaciones internacionales*: 1 si el individuo opina que el área más importante en las relaciones internacionales de España debe ser Europa, 0 en caso contrario.
- *Impacto de la Constitución Europea*: 3 si el encuestado cree que la Constitución Europea será buena o muy buena para España, 2 si cree que será indiferente; 1 si no sabe o no contesta; y 0 si cree que será mala o muy mala.
- *Voto en las generales de 2004*: 2 si el individuo votó en las elecciones de 2004 a un partido que apoyaba el *sí* a la Constitución Europea (PP, PSOE, CiU, PNV, CC y PA); 1 si no votó, votó en blanco o no sabe o no contesta; 0 si votó a un partido que apoyaba el *no* (BNG, ERC, IU, ICV, EA, CHA y NA-BAI).

Tabla 10: Estadísticos descriptivos de las variables empleadas en la explicación del voto en el referendo de la Constitución Europea

<i>Variables</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. típica</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Voto a favor/en contra	0,87	0,33	0	1
Voto a favor/en blanco	0,89	0,31	0	1
Conocimiento de la Constitución Europea	0,91	0,62	0	2
Europa como área de relaciones internacionales	0,46	0,50	0	1
Impacto de la Constitución Europea	2,16	1,05	0	3
Voto en las elecciones generales de 2004	1,60	0,61	0	2

Fuente: CIS 2582.

Las cuestiones que comprende el estudio del CIS sólo nos permiten estudiar el atajo de los partidos. Al igual que en los análisis anteriores, esperamos que el haber votado en las generales de 2004 a un partido que apoyaba el *sí* en el referendo tenga un efecto positivo en la probabilidad de votar afirmativamente. Los resultados de las regresiones aparecen en la Tabla 11. En la explicación de la decisión de votar a favor frente a la de hacerlo en contra, todas las variables son estadísticamente significativas al 1%, salvo las opiniones sobre el área preferente de las relaciones internacionales de España, y presentan los signos esperados.

Por un lado, cuanto mejor se valora el impacto para nuestro país de la Constitución Europea, mayor es la probabilidad de votar a favor. Por otro, los ciudadanos que votaron en 2004 a partidos que estaban en contra de la Constitución Europea tienen una mayor probabilidad de votar en contra. En cuanto a la decisión de votar a favor frente a la de hacerlo en blanco, sólo el ámbito de las relaciones internacionales españolas y el impacto bueno o muy bueno de la Constitución Europea para España son variables estadísticamente significativas, al 10% y al 1%, respectivamente. De todos modos, sólo la segunda variable tiene el signo esperado. Los ajustes de los modelos son más que aceptables.

Tabla 11: Modelos para explicar el voto en el referendo de la Constitución Europea

<i>Variable dependiente</i>	<i>Modelos</i>	
	<i>Voto a favor/en contra</i>	<i>Voto a favor/en blanco</i>
Europa como área de relaciones internacionales	0,24 (0,25)	-0,38** (0,22)
<i>Voto en las generales de 2004</i> (Referencia: partido en contra)		
Sin respuesta	1,88* (0,44)	-0,27 (0,52)
Partido a favor	1,81* (0,37)	0,25 (0,49)
<i>Impacto de la Constitución Europea</i> (Referencia: mala o muy mala)		
No sabe/no contesta	2,49* (0,36)	0,50 (0,41)
Indiferente	2,23* (0,36)	0,47 (0,41)
Buena o muy buena	5,03* (0,35)	3,23* (0,41)
Constante	-3,10* (0,46)	0,22 (0,59)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,43	0,25
% Correctamente predichos	91,49	89,88
N	1138	1116

La estimación es por máxima verosimilitud. Errores típicos entre paréntesis.

\*p<0,01; \*\*p<0,10.

Fuente: CIS 2582.

En la Tabla 12 hemos estimado de nuevo, en función de los resultados de las regresiones anteriores, la probabilidad de votar a favor en el referendo de la Constitución Europea según los diferentes niveles de información de los individuos. Para aclarar, además, quiénes emplean en mayor medida los atajos y cuáles son sus efectos, hemos comparado, al igual que en el análisis del referendo constitucional de 1978, el comportamiento electoral de los votantes



que manejan el atajo y el de los que no lo hacen dentro de cada categoría de información. Nuestra hipótesis es, como ya sabemos, que el atajo debería de ser utilizado sobre todo por aquellos que más lo necesitan, los menos informados: las decisiones en el referendo de los votantes con escasa información, pero que manejan el atajo, se acabarán pareciendo más a las de los individuos más informados que las de los votantes con escasa información, pero que no lo manejan.

En primer lugar, la mayor probabilidad de votar a favor en el referendo es de los ciudadanos poco informados, un 88%, cinco y ocho puntos porcentuales más que aquellos que tienen mucha/bastante y ninguna información, respectivamente. En segundo lugar, la probabilidad de votar a favor frente a la de hacerlo en blanco es la misma para los individuos mucho/bastante informados que para los poco informados, un 90%. Las personas sin información tienen una probabilidad sensiblemente menor de votar a favor, un 83%.

En cuanto a las diferencias entre el comportamiento electoral de los votantes que usan el atajo de los partidos y los que no lo hacen *dentro* de cada nivel de información, los resultados son los esperados: los que más necesitan el atajo, los menos informados, son quienes más lo utilizan y, por supuesto, les sirve para que su comportamiento electoral se parezca más al de los más informados. En efecto, cuando los individuos sin ninguna información sobre la Constitución Europea se sirven de un atajo, la probabilidad de votar a favor frente a la de hacerlo en contra se incrementa cinco puntos porcentuales, se reduce en dos puntos para los que tiene poca información y no tiene efectos para los que están bien informados.

En cuanto a votar a favor frente a hacerlo en blanco, el uso de este atajo incrementa la probabilidad de un voto afirmativo en diez, siete y seis puntos porcentuales para los nada, poco y mucho/bastante informados, respectivamente. Los atajos, en fin, atenúan las diferencias en el comportamiento electoral de individuos con niveles informativos dispares. Si comparamos estos resultados con los que teníamos en el análisis del referendo de la Constitución Española (Tabla 5), y con las necesarias cautelas que se deben tener, dadas las distintas muestras y la definición de las variables, parece que los atajos se utilizan más en 2005 que en 1978. Es decir, la experiencia electoral juega a favor de los votantes con escasa información política.

Tabla 12: Probabilidad media de votar a favor de la Constitución Europea (%)

Variable dependiente	Nivel de información declarado sobre la Constitución Europea		
	Ninguno	Poco	Mucho o bastante
Voto a favor/en contra:	80	88	83
<i>Sin atajo*</i>	76	89	83
<i>Con atajo**</i>	81	87	83
Voto a favor/en blanco:	83	90	90
<i>Sin atajo*</i>	76	85	85
<i>Con atajo**</i>	86	92	91

\*Sin respuesta en voto en las generales de 2004.

\*\*Partido que apoyaba el visto a favor o en contra en voto en las generales de 2004.

Fuente: CIS 2582.

## 4. CONCLUSIONES

Como demuestran contundentemente los análisis con datos individuales, en las democracias representativas contemporáneas los ciudadanos no se ajustan a lo que esperarían los modelos clásicos de la democracia: su nivel de información política e interés por los asuntos públicos es en general escaso. Pero esto no significa que no sean capaces de tomar decisiones razonadas, ya que tienen a su disposición estrategias de adquisición de información mucho más eficientes que la experiencia personal, como la heurística o los atajos.

El análisis de los referendos constitucionales de 1978 y 2005, y el de la OTAN en 1986, en España nos ha permitido revisar estos planteamientos en procesos electorales de la máxima relevancia. En el primer caso, la mayoría de los españoles tenía poca o ninguna información para decidir su voto y, sin embargo, hemos comprobado que la utilización de atajos, en particular la identificación partidista o, más bien, los partidos, debilitan las diferencias entre los comportamientos electorales de los individuos más y menos informados. Son lógicamente estos últimos los que más siguen los atajos. En otras palabras, la heurística atenúa el problema de la desinformación de los ciudadanos en las democracias.

Este recurso a los atajos como mecanismo eficiente de adquisición de información se acentúa a medida que los votantes acumulan experiencias electorales o se avanza en la normalización democrática: en el referendo constitucional de 2005 se utilizan más que en el de 1978. De todos modos, la heurística funciona mejor en contextos de competitividad reducida, puesto que los mensajes que se reciben del entorno son menos contradictorios. En definitiva, no hace falta que un ciudadano responda a las expectativas de Pericles para que se comporte (casi) como si lo hiciera.

### Notas

- 1 Una versión preliminar de este artículo fue presentada en el XVI Seminario Permanente de Administración y Economía Pública, organizado por el Instituto Universitario Ortega y Gasset, que bajo el lema "La calidad de la democracia en España" tuvo lugar en Madrid los días 13 y 14 de abril de 2005. Queremos agradecer los comentarios y sugerencias de los participantes, así como las facilidades que nos han dado del Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales del Instituto Juan March.
- 2 Tucídides, 1989. *Historia de la guerra del Peloponeso*. Madrid: Alianza Editorial. La traducción y las notas son de Antonio Guzmán Guerra.
- 3 En Kinder (1983) y Sniderman (1993) se pueden encontrar amplias revisiones de la bibliografía existente sobre este tema.
- 4 Sieyès. 1789: *Observations sur le rapport du comité de constitution concernant la nouvelle organisation de la France*.
- 5 Sobre esta tesis puede verse, por ejemplo, Campbell *et al.*, (1960), Greider (1992), Lippman (1922), Schumpeter (1942) o Smith (1989).
- 6 Pero los atajos no resuelven necesariamente el problema democrático de los votantes escasamente informados. Véase en este sentido la reflexión de Kinder (1998: 175-6).
- 7 Véase también Lupia (2002).
- 8 Para un desarrollo de este modelo y de sus implicaciones empíricas puede verse Torcal y Lago (2005).
- 9 En un estudio de referencia como el de Lupia (1994), por ejemplo, apenas se dispone de 200 observaciones (individuos), sujetas además al riesgo de un sesgo de selección, cuando en este artículo se manejan entre 500 y 1300 en los distintos análisis estadísticos.
- 10 Las preguntas disponibles en las encuestas no permiten emplear medidas objetivas del grado de información política de los ciudadanos.
- 11 La posibilidad de votar en blanco no se contempla en la encuesta preelectoral sobre la Constitución Española que manejamos.
- 12 No así con los *probit* multinomiales ya que, a diferencia de los logísticos, no asumen la *independencia de alternativas irrelevantes* (IAI). De todos modos, en nuestro análisis se puede rechazar la IAI tanto por razones sustantivas como estadísticas. En un caso, la probabilidad de que un individuo vote a favor o en contra no cambia cuando también tiene la posibilidad de votar en blanco. En el otro, los resultados del test de Hausman (Long y Freese, 2001) confirman que se puede asumir el supuesto de la IAI.
- 13 Los votantes de UCD en 1982, apenas 53 o el 2,1% de la muestra, se han excluido del análisis en la medida en que este partido desapareció antes de la celebración del referendo.
- 14 En el análisis del voto a favor/en blanco se excluyen los individuos que votaron en las elecciones de 1982 a partidos que apoyaban el no (el PCE, 9 individuos), porque no había ninguna varianza en la variable dependiente.

- 15 La inexistencia en la encuesta de cuestiones sobre las características de las personas con las que se discute no nos permite afinar más el análisis y contrastar así el mecanismo de la persuasión.
- 16 No pensamos que exista un problema de endogeneidad grave: no parece que tenga demasiado sentido una racionalización *ex post* del voto de acuerdo con la variable clave.
- 17 La interacción entre la frecuencia de las discusiones sobre la OTAN y la naturaleza de las opiniones que se encontraba cada individuo no funciona.
- 18 Aunque los modelos (2) funcionan mejor, apenas aparecen individuos en alguna de las categorías de información.

## BIBLIOGRAFÍA

- Álvarez, R. M. y Nagler, J. 1998. «When Politics and Models Collide: Estimating Models of Multiparty Elections», *American Journal of Political Science*, 42, pp. 55-96.
- Berelson, B.; Lazarsfeld, P. F. y McPhee, W. N. 1954. *Voting: A Study of Opinion Formation in a Presidential Campaign*. Chicago: University of Chicago Press.
- Campbell, A.; Converse, P. E.; Miller, W. E. y Stokes, D. P. 1960. *The American Voter*. Nueva York: Wiley.
- Downs, A. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. Nueva York: Harper.
- Ferejohn, J. 1990. «Information and the Electoral Process», en J. Ferejohn y J. H. Kuklinski, (eds.). *Information and Democratic Processes*. Urbana: University of Illinois Press.
- Fiorina, M. 1981. *Retrospective Voting in American National Elections*. New Haven: Yale University Press.
- Firebaugh, G. 1997. *Analyzing Repeated Surveys (Quantitative Applications in the Social Sciences)*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Golebiowska, E. A. 2001. «Group Stereotypes and Political Evaluation», *American Politics Research*, 29, pp. 535-565.
- Greider, W. 1992. *Who Will Tell the People: The Betrayal of American Democracy*. Nueva York: Simon and Schuster.
- Held, D. 1996. *Modelos de democracia*. Madrid: Alianza.
- Key, V. O. 1966. *The Responsible Electorate*. Nueva York: Vintage.
- Kinder, D. R. 1983. «Diversity and Complexity in American Public Opinion», en A. Finifter (ed.). *Political Science: The State of the Discipline*. Washington, D.C.: American Political Science Association.
- 1998. «Communication and Opinion», *Annual Review of Political Science*, 1, pp. 167-197.
- Kuklinski, J. H. y Quirk, P. F. 2000. «Reconsidering the Rational Public: Cognition, Heuristics and Mass Opinion», en A. Lupia, M. D. McCubbins y S. L. Popkin (eds.). *Elements of Reason: Cognition, Choice and the Bounds of Rationality*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Lippman, W. 1922. *Public Opinion*. Nueva York: MacMillan.
- Long, S. J y Freese, J. 2001. *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. College Station: Stata Corporation.
- Lupia, A. 1994. «Shortcuts Versus Encyclopedias: Information and Voting Behavior in California Insurance Reform Elections», *American Political Science Review*, 88, pp. 63-76.
- 2002. «Who Can Persuade Whom? Implications from the Nexus of Psychology and Rational Choice», en Kuklinski, J. H. (ed.). *Thinking about Political Psychology*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Lupia, A. y McCubbins, M. D. 1998. *The Democratic Dilemma: Can Citizens Learn What They Need to Know?* Nueva York: Cambridge University Press.

- McDermott, M. L. 1997. «Voting Cues in Low-Information Elections: Candidate Gender as a Social Information Variable in Contemporary United States Elections», *American Journal of Political Science*, 41, pp. 270-283.
- 2005. «Candidate Occupation and Voter Information Shortcuts», *The Journal of Politics*, 67, pp. 201-219.
- Popkin, S. L. 1991. *The Reasoning Voter: Communication and Persuasion in Presidential Campaigns*. Chicago: University of Chicago.
- Popkin, S. L.; Gorman, J. W.; Phillips, C. y Smith, J. A. 1976. «Comment: What Have You Done for Me Lately? Toward an Investment Theory of Voting», *American Political Science Review*, 70, pp. 779-785.
- Schumpeter, J. A. 1942. *Capitalism, Socialism, and Democracy*. Nueva York: Harper.
- Sigelman, C. K.; Sigelman, L.; Walkosz, B. y Nitz, M. «Black Candidates and White Voters: Understanding Racial Bias in Political Perception», *American Journal of Political Science*, 39, pp. 243-265.
- Smith, E. R. A. N. 1989. *The Unchanging American Voter*. Berkeley: University of California Press.
- Sniderman, P. M.; Brody, R. A. y Tetlock, P. E. 1991. *Reasoning and Choice: Explorations in Political Psychology*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Sniderman, P. M. 1993. «The New Look in Public Opinion Research», en A. Finifter (ed.). *Political Science: The State of the Discipline II*. Washington, D.C.: American Political Science Association.
- Torcal, M. y Lago, I. 2005. «Why Political Disaffection Matters? Participation, Information and Accountability in New Democracies», en M. Torcal y J. R. Montero (eds.). *Political Disaffection in Contemporary Democracies: Social Capital, Institutions and Politics*. Londres: Routledge.