

EL SISTEMA ELECTORAL ESPAÑOL: UNA CUANTIFICACIÓN DE SUS EFECTOS «MECÁNICO» Y «PSICOLÓGICO»

Por IGNACIO LAGO PEÑAS Y SANTIAGO LAGO PEÑAS

SUMARIO

1. INTRODUCCIÓN.—2. EL EFECTO «MECÁNICO» DEL SISTEMA ELECTORAL DEL CONGRESO DE LOS DIPUTADOS.—3. EL EFECTO «PSICOLÓGICO» DEL SISTEMA ELECTORAL DEL CONGRESO DE LOS DIPUTADOS.—4. CONCLUSIONES.—5. BIBLIOGRAFÍA

1. INTRODUCCIÓN (1)

Desde que Duverger (1951, 1992) apuntó la presencia de un doble efecto «mecánico» y «psicológico» de los sistemas electorales sobre la competición partidista, el análisis de la naturaleza e impacto de ambos acapara buena parte de la atención de los estudios electorales (2). Las definiciones formales y la propia cuantificación de estos efectos se encuentran, sin embargo, en los trabajos posteriores de Grumm (1958), Rae (1967) y Sprague (1980), en el caso del «mecánico»; y de Downs (1957) y Shively (1970), en el caso del «psicológico».

El efecto «mecánico» es la desviación del ideal de proporcionalidad en el proceso de conversión de los votos en escaños (Anckar, 1997: 502). Su principal manifestación es la sobrerrepresentación de los partidos mayoritarios y la penalización de los minoritarios. El carácter mecánico de la incidencia se deriva del hecho de que,

(1) Agradecemos a ROBERTO BLANCO, RAMÓN MÁIZ, JOSÉ RAMÓN MONTERO, JOSÉ MANUEL RIVERA, IGNACIO SÁNCHEZ-CUENCA, JOSÉ VILAS y, muy especialmente, a GUILLERMO MÁRQUEZ sus comentarios y sugerencias. La responsabilidad de cualquier error y omisión es sólo nuestra.

(2) En una investigación sobre 509 elecciones generales celebradas en veinte países durante el último siglo, BLAIS y CARTY (1991) concluyen que la magnitud del impacto del efecto «psicológico» sobre la reducción del número efectivo de partidos es similar a la del «mecánico».

una vez establecidas las reglas electorales, no ha lugar a manipulación o estrategia de los actores (Taagepera y Shugart, 1989: 65).

Más difícil resulta definir con precisión el efecto «psicológico». Éste se desprende de la adecuación del comportamiento de las elites partidistas y de los electores a la dinámica que el sistema electoral genera en el de partidos (Blais y Carty, 1991; Cain, 1978; Farquharson, 1969; Gunther, 1989; Shugart, 1985).

La formación de las presunciones de las elites políticas y de los electores, vistos como actores racionales maximizadores de su utilidad, sobre las posibilidades de consecución de un escaño en una circunscripción de un partido determinado se produce a partir de su experiencia en las elecciones anteriores y tomando como dadas sus propias expectativas acerca de la manera en que piensan que los demás van a comportarse.

En consecuencia, los partidos formarán coaliciones electorales en los distritos donde no tienen expectativas de alcanzar representación por sí solos o, simplemente, no competirán. Los votantes, por su parte, apoyarán a candidaturas con posibilidades efectivas de victoria, aun en detrimento de sus opciones preferidas. Tendrán, pues, comportamientos de voto «útil», «estratégico» o «sofisticado». De este modo, el efecto «psicológico» refuerza al mecánico, en tanto que adelanta y acrecienta sus tendencias (Montero, 1997a).

Pese a la estrecha relación que se establece entre ambos efectos, las diferencias son evidentes; la naturaleza y la secuencia temporal de cada uno de ellos responden a dinámicas propias: mientras que el efecto «psicológico» afecta a la distribución del voto, el «mecánico» afecta a la asignación de los escaños (Blais y Carty, 1991: 80); si el efecto «mecánico» se produce ya desde la primera elección, el «psicológico» necesita al menos dos procesos electorales para manifestarse (Taagepera y Shugart, 1989: 65).

La fortaleza de los efectos «mecánico» y «psicológico» resulta superior en los sistemas mayoritarios que en los de representación proporcional. No en vano responden a lógicas opuestas: en el primer caso, la decisión sobre la atribución de escaños corresponde en exclusiva a la mayoría de los electores, aun cuando ésta sea exigua; en el segundo, la decisión sobre el reparto de los puestos a elegir es compartida tendencialmente por todos los electores, se inclinen o no hacia la candidatura mayoritaria.

No obstante, también entre los sistemas de representación proporcional encontramos casos en los que, de la mano de sus sesgos desproporcionales, se produce una constricción del comportamiento de los electores y una reducción de la vida partidista más que notables; rasgo que determina su inclusión en la categoría de los *fuertes* (Sartori, 1994).

El sistema electoral del Congreso de los Diputados en nuestro país constituye un ejemplo palmario de esta contradictoria situación. La intensidad de sus efectos «mecánico» y «psicológico» conduce a su alejamiento de los sistemas de representación proporcional basados en el principio de representación-semejanza —grupo en el que, al menos formalmente, se incluye— y a su alineamiento, si bien con un carácter atenuado, con los sistemas mayoritarios inspirados en el principio de representación-decisión (Vallés, 1986) (*vid.* cuadro 1).

CUADRO 1. Índice de desproporcionalidad de Gallagher (1991) en 85 elecciones en 23 países (1979-1989) y en España (1977-1996) *

Pais	Índice	N.º de elecciones	Pais	Índice	N.º de elecciones
R. F. Alemania	1,0	3	Holanda	1,4	4
Austria	1,5	3	Dinamarca	1,8	5
Suecia	1,9	4	Italia	2,7	3
Islandia	2,8	3	Irlanda	3,3	5
Israel	3,3	3	Finlandia	3,3	3
Suiza	3,5	3	Noruega ^a	3,8	1
Bélgica	3,9	3	Grecia ^b	4,2	2
Portugal	4,3	5	Luxemburgo	4,4	3
Noruega ^c	4,8	2	Japón	5,7	4
Francia ^d	7,4	1	Grecia ^e	7,7	2
ESPAÑA	8,2	7	Australia	9,4	4
Canadá	13,0	4	Nueva Zelanda	14,0	3
Francia ^f	14,3	2	Reino Unido	16,6	3

* Los países en negrita tienen sistemas mayoritarios.

^a Elecciones de 1989, con fórmula D'Hondt con reparto posterior de ocho escaños para reducir la desproporcionalidad en las circunscripciones.

^b Elecciones de junio y de noviembre de 1989, con barreras para optar a repartos posteriores de escaños considerablemente reducidos.

^c Elecciones de 1981 y 1985, con fórmula D'Hondt sin reparto posterior de escaños.

^d Elecciones de 1986, con fórmula D'Hondt en circunscripciones de magnitud reducida.

^e Elecciones de 1981 y 1985, con proporcionalidad «reforzada» que incorpora barreras mínimas elevadas para optar a repartos de escaños en niveles superiores.

^f Elecciones de 1981 y 1988, con sistemas mayoritarios y doble vuelta.

Fuente: GALLAGHER (1991). Los datos sobre España provienen de LAGO (1998b).

El efecto «mecánico» del sistema electoral español debe estudiarse en el ámbito de la circunscripción electoral y en el estatal. En el primer caso, hay que distinguir, a su vez, entre lo que acontece en los distritos de magnitud media-baja y en los de magnitud alta. En los primeros, y en lo que a formaciones políticas de ámbito estatal se refiere, este efecto consiste en la sobrerrepresentación de los dos partidos mayoritarios —del primero en mayor medida, aunque en algunas ocasiones ha sido el único, mientras que en otras son tres los partidos bonificados— a costa de la infrarrepresentación de los partidos pequeños y, sobre todo, del importante porcentaje de votos sin representación que se generan en cada elección. En las circunscripciones grandes, por el contrario, todas las candidaturas obtienen una representación ajustada a sus porcentajes de voto.

En el ámbito nacional, el impacto «mecánico» del sistema electoral ha propiciado, en cuanto a los partidos de implantación estatal, la sobrerrepresentación de los dos mayores partidos —sobre todo del primero— y la infrarrepresentación de los pequeños partidos con apoyos electorales dispersos por el territorio nacional. En lo que atañe a los partidos nacionalistas o regionalistas, el efecto «mecánico» se ha traducido en su sobrerrepresentación cuando son una de las dos —a veces tres— candi-

daturas más votadas en distritos de magnitud media-baja; en su representación ajustada cuando se presentan en circunscripciones grandes, aun cuando se trate de uno de los mayores partidos; y en su infrarrepresentación cuando son candidaturas minoritarias que compiten en distritos de magnitud media-baja.

Los cuadros 2 y 3 recogen, respectivamente, las primas y penalizaciones en valores absolutos y relativos de los partidos en las siete elecciones generales. Los datos que ofrecen no hacen sino confirmar las tesis anteriores. Los dos principales partidos (la UCD y el PSOE hasta 1979, y el PSOE y AP/PP desde entonces) han obtenido las ventajas más importantes en sus proporciones entre escaños y votos. Las formaciones minoritarias con apoyos dispersos en todo el territorio nacional resultan sistemáticamente perjudicadas: son los casos del PCE/TU en todos los comicios, de AP en las elecciones de 1977 y 1979, y del CDS en los procesos electorales de 1982, 1986 y 1989.

CUADRO 2. *Diferencias entre las proporciones de votos y escaños en las elecciones generales, 1977-1996 (*)*

Partidos	1977	1979	1982	1986	1989	1993	1996
PCE/TU	-3,6	-4,2	-2,4	-2,7	-4,3	-4,5	-4,6
PSOE	+4,4	+4,1	+10,4	+8,5	+10,4	+6	+2,8
CDS	—	—	-2,2	-3,8	-3,9	—	—
UCD	+12,9	+12,9	-3,1	—	—	—	—
AP/PP	-3,8	-3,5	+4,7	+3,9	+4,8	+5,5	+5,7
CiU	-0,6	-0,5	-0,2	+0,1	+0,1	0	0
PNV	+0,6	+0,4	+0,5	+0,2	+0,2	+0,2	+0,1

(*) Los signos positivos indican situaciones de sobrerrepresentación, ya que los partidos obtienen porcentajes de escaños superiores a los de voto; los negativos, de infrarrepresentación.

Fuente: MONTERO (1997a).

CUADRO 3. *Cociente de representación en las elecciones generales, 1977-1996 (*)*

Partidos	1977	1979	1982	1986	1989	1993	1996
PCE/TU	0,84	0,62	0,28	0,44	0,53	0,55	0,58
PSOE	1,14	1,13	1,18	1,18	1,28	1,19	1,09
CDS	—	—	0,20	0,59	0,50	0,00	—
UCD	1,34	1,37	0,48	—	—	—	—
AP/PP	1,01	0,43	1,15	1,14	1,18	1,18	1,16
CiU	1,09	0,85	0,92	1,01	1,02	1,00	1,01
PNV	1,39	1,31	1,21	1,11	1,14	1,17	1,13

(*) El cociente de representación mide la relación existente entre el porcentaje de escaños conseguidos por cada partido y el porcentaje de votos válidos totalizados. Si el cociente es igual a 1, el partido o coalición habrá sido tratado equitativamente por el sistema electoral. Conforme crezca el cociente por encima de la unidad, la formación política se verá sobrerrepresentada; y a la inversa, cuanto más descienda por debajo de la unidad, mayor será la infrarrepresentación. Las disimilitudes entre los datos que se recogen en este cuadro y el anterior se explican por la utilización de resultados electorales diferentes. En todo caso, las divergencias son mínimas.

Fuente: Actualizado de FERNÁNDEZ SEGADO (1992).

Los partidos nacionalistas o regionalistas siguen dinámicas bien distintas. Aquellas formaciones políticas que compiten en circunscripciones de magnitud alta logran, con independencia de su respaldo electoral, una representación equilibrada. Así ocurre con CiU. Por el contrario, las candidaturas mayoritarias que presentan sus candidaturas en distritos de magnitud media-baja obtienen unas primas sustanciales. Es el caso del PNV. Estas tendencias son seguidas, bien en un sentido u otro, por todas las formaciones políticas con electorados concentrados en uno o pocos distritos.

No obstante, estos *outputs* del sistema electoral no han sido producidos tan sólo por el impacto del efecto «mecánico». La incidencia del efecto «psicológico» también ha sido relevante. En efecto, si bien las elites políticas han mostrado un desconocimiento notable de los incentivos y penalizaciones de las condiciones de la competencia electoral, los electores, por el contrario, han demostrado una percepción ajustada de las mismas. El efecto «psicológico» del sistema electoral ha cristalizado así en tendencias al voto «útil», «sofisticado», «estratégico» o «táctico» (Gunther, 1989; Montero, 1995, 1997a, 1997b; Montero, Llera y Torcal, 1992; Montero y Vallés, 1992; Montero y Gunther, 1994; Rae, 1993; Sani y Gunther, 1986). La idea de la sofisticación del voto alude al apoyo que se concede a un partido o candidato distinto del preferido, con el objetivo de incrementar la posibilidad de un resultado plenamente satisfactorio y no desperdiciar de este modo el voto. Si el sufragio no estratégico implica votar sin tomar en consideración la posibilidad de éxito del partido o candidato por el que se opta, el voto útil supone un cálculo del medio más verosímil para producir el resultado deseado, tanto si su consecución es probable como si no (Galbraith y Rae, 1989: 128).

Pues bien, los electores españoles han desarrollado la capacidad de determinar el umbral que separa las circunscripciones en las que los partidos menores obtienen una representación razonable de aquellas que niegan una representación efectiva a todos los partidos excepto a los dos primeros. En este último tipo de distritos —lógicamente, los de magnitud reducida—, muchos votantes abandonan a los partidos que prefieren en primer lugar para otorgar su apoyo a otros con menos atractivo, pero con mayores posibilidades de victoria (Gunther, 1989; Montero y Gunther, 1994; Montero, Llera y Torcal, 1992).

La lectura del cuadro 4, que recoge el porcentaje de votos sin representación en los distintos tipos de circunscripciones agrupadas según su magnitud (3), corrobora esta

(3) Los dos distritos de tipo I han sido siempre los uninominales de Ceuta y Melilla. En el tipo II se recogen las circunscripciones de entre 3 y 5 escaños, que suponen 29 casos en 1986 y 1989 y 28 en 1977, 1979, 1982, 1993 y 1996. Han sumado un máximo del 35 y un mínimo del 32 por 100 de los escaños. En el tipo III se integran los distritos de entre 6 y 8 escaños: 14 en 1977, 1979 y 1982; 11 en 1986, 1993 y 1996; y 10 en 1989. Han agrupado a un máximo del 29 y un mínimo del 19 por 100 de los escaños. El tipo IV está formado por las circunscripciones con más de 9 escaños, que han oscilado entre los 6 casos de 1977, 1979 y 1982, los 8 de 1986, y los 9 de 1989, 1993 y 1996. Han sumado un máximo del 27 y un mínimo del 19 por 100 de los escaños. Por último, en el tipo V se incluyen las circunscripciones de Madrid y Barcelona, que superan los 30 escaños. Han distribuido en todas las elecciones un 18 por 100 de los escaños.

propensión al voto «sofisticado». La progresiva disminución del número de sufragios «malgastados» —con la única excepción de los comicios de 1989— refleja que los electores españoles realizan un cálculo estratégico de las posibilidades efectivas de representación de su partido preferido basado en su experiencia en las elecciones anteriores. Cálculo que les lleva, en no pocos casos, a cambiar la orientación de su voto.

CUADRO 4. *Votos sin representación en las elecciones generales según tipos de circunscripción *, 1977-1996 (%)*

Elecciones	Tipo de circunscripción *					Total **
	I	II	III	IV	V	
1977	53,53	24,64	21,53	16,65	5,68	16,97
1979	48,05	23,17	17,35	15,30	8,20	16,32
1982	52,45	18,83	16,50	13,03	5,23	13,66
1986	53,94	17,37	15,85	11,40	6,84	12,88
1989	52,83	22,54	18,14	10,14	6,91	14,03
1993	49,64	16,49	11,79	8,85	4,41	10,16
1996	47,10	12,26	9,90	4,19	1,20	6,73
Media	51,08	19,33	15,87	11,37	5,50	12,96

* La agrupación de las circunscripciones sigue el criterio básico establecido por NOHLEN y SCHÜLTZE (1985) y la actualización realizada por MONTERO y GUNTHER (1994). *Vid.* la nota número 2.

** El total de cada una de las elecciones está calculado a partir de los resultados agregados en el nivel nacional.

Fuente: LAGO (1998b).

En definitiva, el efecto «psicológico» del sistema electoral induce a los votantes —fundamentalmente en los distritos de magnitud media-baja— a anticipar ellos mismos el *mecanismo de desfraccionización* y, al actuar de este modo, exagerar su fuerza (Rae, 1993: 28-29).

En estas coordenadas, las aproximaciones a los efectos «mecánico» y «psicológico» del sistema electoral del Congreso de los Diputados se han limitado a poner de manifiesto su fortaleza y las importantes consecuencias que para la suerte del sistema de partidos se derivan de ellos. La cuantificación de su impacto sobre la proporcionalidad, el número efectivo de partidos o el apoyo electoral de las diferentes formaciones políticas, por ejemplo, sigue siendo una asignatura pendiente.

El objetivo de este artículo es precisamente la medición de la influencia de ambos efectos sobre dos de las variables que han capitalizado la atención de los estudiosos: la desproporcionalidad electoral, que define las consecuencias políticas del sistema electoral, y el porcentaje de votos sin representación, que ha llevado al cuestionamiento del carácter proporcional de éste.

La investigación sigue dos estrategias básicas. Por un lado, la cuantificación del impacto que ejerce el efecto «mecánico» sobre ambas variables, canalizado de un

modo casi exclusivo a través de la magnitud de la circunscripción, se realizará a través de un análisis de regresión de tipo *cross-section*. Por otro, la influencia del efecto «psicológico» la aprehenderemos a través de un análisis de regresión con datos de panel. La unidad de estudio en ambos casos es la circunscripción electoral. El artículo cubre las siete elecciones legislativas celebradas en la etapa democrática actual.

2. EL EFECTO «MECÁNICO» DEL SISTEMA ELECTORAL DEL CONGRESO DE LOS DIPUTADOS

El efecto «mecánico» de los sistemas electorales depende de cinco variables: la barrera legal, la fórmula electoral, el número de miembros que componen la Cámara Legislativa, la magnitud de las circunscripciones y el prorrateo electoral. La importancia de cada una de estas dimensiones en la determinación de los niveles de proporcionalidad y de votos sin representación de los sistemas electorales, en general, y en el sistema electoral del Congreso de los Diputados, en particular, es muy dispar.

Desde que Rae (1967) demostró la extraordinaria influencia que la magnitud de los distritos tiene sobre la proporcionalidad y, por consiguiente, sobre el porcentaje de sufragios carentes de representación, la literatura politológica ha concluido que esta variable constituye el factor decisivo de la proporcionalidad. *Ceteris paribus*, a mayor magnitud de las circunscripciones, mayor proporcionalidad. La razón es fácilmente comprensible: los escaños vienen dados en números enteros, mientras que los votos son una variable prácticamente continua; cuando se asignan más escaños se consigue en promedio un mejor ajuste entre los porcentajes de votos y escaños de cada partido (Taagepera y Shugart, 1989: 19).

De este modo, el efecto de las demás variables se convierte en secundario. En primer lugar, la desproporcionalidad que generan por sí mismos algunos modos de escrutinio resulta neutralizada en circunscripciones grandes, donde todas las fórmulas electorales realizan una conversión de los votos en escaños muy ajustada. Por el contrario, el carácter proporcional de los modos de escrutinio distributivos se difumina en distritos pequeños, en los cuales operan como si fueran mayoritarios.

En segundo lugar, la mayor o menor proporcionalidad que permite una Cámara Legislativa de amplia o reducida magnitud aparece totalmente condicionada por la delimitación de las circunscripciones: pocos escaños repartidos entre escasos y grandes distritos genera resultados proporcionales; muchos escaños distribuidos entre muchas y pequeñas circunscripciones produce resultados poco proporcionales.

Por último, la operatividad de la barrera legal depende de un modo absoluto de la magnitud de las circunscripciones. En distritos con magnitudes pequeñas —hasta cinco escaños— y medianas —entre seis y diez—, las barreras mínimas del 3 y 5 por 100, las más frecuentemente utilizadas, carecen de cualquier utilidad. En circunscripciones grandes, por el contrario, tienen un impacto notable.

En el caso del sistema electoral del Congreso de los Diputados, los analistas han destacado desde un principio que sus elevados niveles de desproporcionalidad y de

votos sin representación dependen de un modo absoluto de la magnitud de sus circunscripciones, con independencia de las restantes variables. Los cuadros 4 y 5, que recogen, respectivamente, los grados de sufragios carentes de representación y de desproporcionalidad de los distintos tipos de distritos agrupados según su magnitud, resultan incontestables: ambos disminuyen con cadencia matemática a medida que aumenta la magnitud de los circunscripciones. La persistencia sistemática de las diferencias entre los distritos en elecciones sucesivas, pese a los cambios en el sistema de partidos, subraya más si cabe la importancia de dicha variable (Montero, 1997a; Montero y Gunther, 1994).

CUADRO 5. Índice de desproporcionalidad de Gallagher (1991) en las elecciones generales según tipos de circunscripción, 1977-1996

Elecciones	Tipo de circunscripción *					España
	I	II	III	IV	V	
1977	44,66	17,10	13,98	10,28	4,13	10,62
1979	40,50	16,22	11,42	9,49	5,07	10,56
1982	43,46	13,31	11,60	8,94	4,59	8,16
1986	46,63	14,19	10,56	8,36	4,51	7,20
1989	46,37	16,53	12,68	8,74	4,38	8,96
1993	46,62	13,72	10,10	7,51	2,88	6,82
1996	43,88	12,35	9,25	5,17	1,64	5,35
Media	44,59	14,77	11,37	8,36	3,89	8,24

* *Vid.* la nota número 2.

Fuente: LAGO (1998b).

A pesar de la constatación del relevante efecto que esta variable ejerce sobre la proporcionalidad y el número de votos sin representación, su cuantificación es una tarea pendiente. El conocimiento del por qué y del cómo no se combina en este caso con la determinación del cuánto. La regresión estadística de la magnitud de cada circunscripción sobre los valores de las dos variables citadas nos permite obtener una respuesta a este interrogante (4). Los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de esta relación estadística presenta problemas de heterocedasticidad (5), lo que aconseja la sustitución de los estadísticos *t* que resultan de la

(4) En todas las regresiones se aplica el índice de mínimos cuadrados propuesto por M. GALLAGHER (1991) como medida de la desproporcionalidad.

(5) Cuando se trabaja con series atemporales —como es el caso—, es frecuente que la varianza de la perturbación sea diferente para las distintas observaciones que integran la muestra. Se dice entonces que la estimación presenta problemas de heterocedasticidad que dañan los resultados.

estimación MCO por estadísticos-t de White robustos a los problemas de heterocedasticidad (White, 1980).

La magnitud del distrito (6) explica el 24 por 100 de la varianza del índice de desproporcionalidad de Gallagher. Cada aumento en una unidad de la magnitud provoca, en promedio, una disminución de la desproporcionalidad en un 0,65 por 100. La influencia de la magnitud del distrito disminuye en el caso del número de votos sin representación. El hecho de que un número considerable de los electores adopte un comportamiento estratégico lleva a que el porcentaje de varianza explicada se reduzca hasta el 19 por 100. El coeficiente de regresión, por su parte, se eleva hasta -0,76 (*vid.* cuadro 6).

CUADRO 6. *Análisis de regresión de la influencia de la magnitud del distrito sobre la desproporcionalidad y el porcentaje de votos sin representación en el sistema electoral del Congreso de los Diputados, 1977-1996*

Variables dependientes	Desproporcionalidad	% votos sin representación
Magnitud distrito ^a	-0,65 * -8,81	-0,76 * -9,04
Constante ^a	18,28 * 25,57	23,20 * 26,60
R ²	0,24	0,19
N	364	364

^a Aparecen en primer lugar los coeficientes de regresión, seguidos por los estadísticos t calculados mediante el método de White robusto a los problemas de heterocedasticidad. Las estimaciones han sido realizadas por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). R² es el coeficiente de determinación y N el número de observaciones.

* Estadísticamente significativo al 1 por 100.

La sustitución de la magnitud de cada circunscripción por su cociente electores/escaño como variable independiente conduce a un incremento del porcentaje de varianza explicada de las variables dependientes. El *ratio* electores/escaño expresado en miles explica el 36 y el 29 por 100 de las varianzas de la desproporcionalidad y del porcentaje de votos sin representación, respectivamente. Los coeficientes de

(6) Dadas las características de esta investigación, en la que la unidad de análisis es la circunscripción electoral, no es posible incluir la estimación estadística de variables tales como la fórmula electoral, la magnitud de la Cámara Legislativa o la desviación del prorrateo electoral. En todo caso, la influencia de estas dos últimas variables sobre la proporcionalidad de los diecinueve sistemas de representación proporcional empleados en nuestro país es mínima (LAGO, 1998b).

GRÁFICO 1. *Correlación entre el índice de desproporcionalidad de Gallagher y la magnitud, 1977-1996*

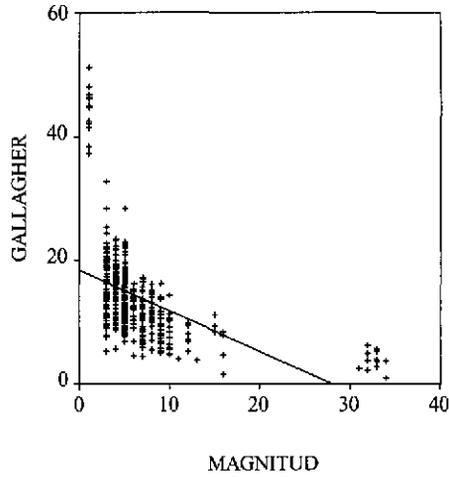
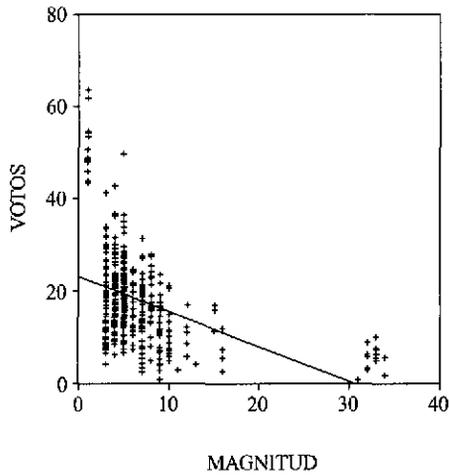


GRÁFICO 2. *Correlación entre el porcentaje de votos sin representación y la magnitud del distrito, 1977-1996*



regresión se sitúan ahora en $-0,24$ en el primer caso y $-0,27$ en el segundo (*vid.* cuadro 8). La importancia de los comportamientos de voto útil en algunos sectores del electorado también se hace notar en este caso.

CUADRO 7. *Cocientes electores/escaño en las elecciones generales según tipos de circunscripción, 1977-1996*

Elecciones	Tipo de circunscripción *					España
	I	II	III	IV	V	
1977	28.520	51.089	64.443	77.639	88.408	67.382
1979	30.990	54.908	73.875	88.290	102.175	76.676
1982	33.118	57.056	74.217	89.785	101.650	76.705
1986	38.280	62.365	74.706	91.445	108.096	83.193
1989	37.689	62.919	83.074	91.190	112.802	84.583
1993	44.311	64.539	85.559	97.776	117.118	88.659
1996	46.823	63.042	88.529	99.387	123.300	91.787
Media	37.104	59.416	77.772	90.749	107.650	81.198

* *Vid.* la nota número 2.

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 8. *Análisis de regresión de la influencia del cociente electores/escaño de cada distrito sobre la desproporcionalidad y el porcentaje de votos sin representación en el sistema electoral del Congreso de los Diputados, 1977-1996*

Variables dependientes	Desproporcionalidad	% votos sin representación
Cociente electoral ^a	-0,24 *	-0,27 *
	-10,35	-9,32
Constante ^a	30,66 *	31,19 *
	16,37	15,82
R ²	0,36	0,29
N	364	364

^a Aparecen en primer lugar los coeficientes de regresión, seguidos por los estadísticos t calculados mediante el método de White robusto a los problemas de heterocedasticidad. Las estimaciones han sido realizadas por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). R² es el coeficiente de determinación y N el número de observaciones.

* Estadísticamente significativo al 1 por 100.

Por su parte, la conversión de la magnitud de cada circunscripción en el porcentaje de voto que en cada caso garantiza la consecución de un escaño —el umbral efectivo (Lijphart, 1995, 1996, 1997; Taagepera y Shugart, 1989)— conduce a resultados más satisfactorios. Calculado para cada distrito de acuerdo con la última versión propuesta por Lijphart (1996: 444; 1997: 74), el umbral efectivo explica el 70 por 100 de la varianza del índice de desproporcionalidad de Gallagher. Dado el valor del coeficiente, el aumento o descenso del umbral en un 1 por 100 lleva, en

GRÁFICO 3. *Correlación entre el índice de desproporcionalidad de Gallagher y el cociente electores/escaño, 1977-1996*

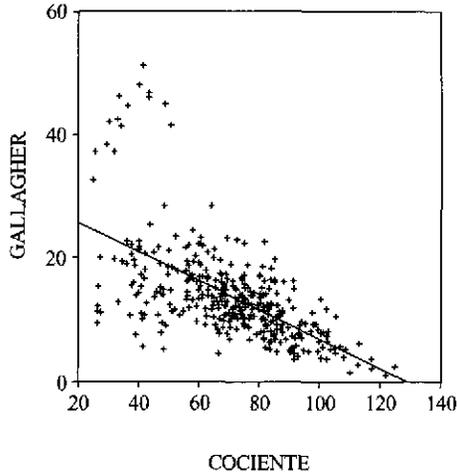
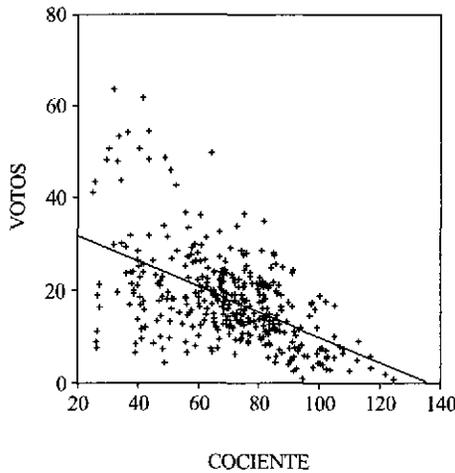


GRÁFICO 4. *Correlación entre el porcentaje de votos sin representación y el cociente electores/escaño, 1977-1996*



promedio, a un incremento o disminución de la desproporcionalidad en 1,01 por 100. También en este caso los ajustes estadísticos son peores cuando la variable dependiente es el número de votos sin representación: el umbral efectivo explica el 47 por 100 de su varianza, con un coeficiente de regresión de 1,08 (*vid.* cuadro 10).

CUADRO 9. *Umbral efectivo (Lijphart, 1996) en las elecciones generales según tipos de circunscripción, 1977-1996*

Elecciones	Tipo de circunscripción *					España
	I	II	III	IV	V	
1977	37,5	14,8	9,3	6,5	3***	9,4
1979	37,5	14,8	9,3	6,5	3***	9,4
1982	37,5	14,8	9,3	6,5	3***	9,4
1986	37,5	14,8	9,6	6,7	3***	9,4
1989	37,5	15,0	9,7	6,7	3***	9,4
1993	37,5	15,1	9,8	6,8	3***	9,4
1996	37,5	15,2	9,8	6,7	3***	9,4
Media	37,5	14,9	9,5	6,6	3***	9,4

* Vid. la nota número 2.

** Media ponderada.

*** Barrera legal.

Fuente: LAGO (1998b).

CUADRO 10. *Análisis de regresión de la influencia del umbral efectivo sobre la desproporcionalidad y el porcentaje de votos sin representación en el sistema electoral del Congreso de los Diputados, 1977-1996*

Variables dependientes	Desproporcionalidad	% votos sin representación
Umbral efectivo ^a	1,01 *	1,08 *
	22,57	16,67
Constante ^a	0,93	4,15 *
	1,78	5,08
R ²	0,70	0,47
N	364	364

^a Aparecen en primer lugar los coeficientes de regresión, seguidos por los estadísticos t calculados mediante el método de White robusto a los problemas de heterocedasticidad. Las estimaciones han sido realizadas por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). R² es el coeficiente de determinación y N el número de observaciones.

* Estadísticamente significativo al 1 por 100.

Las razones de esta mayor capacidad explicativa del umbral efectivo residen en que incorpora la información de la barrera legal e incrementa la desviación típica de las magnitudes relativas de los distritos.

GRÁFICO 5. *Correlación entre el índice de desproporcionalidad de Gallagher y el umbral efectivo, 1977-1996*

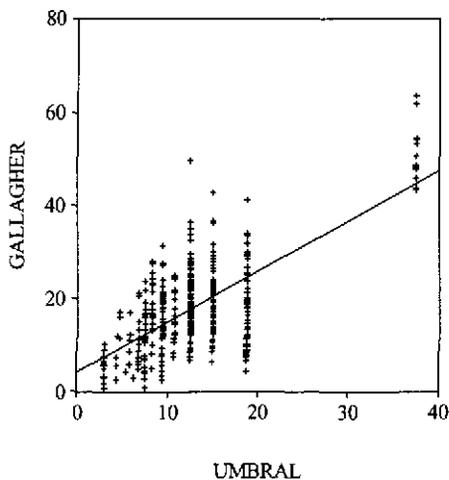
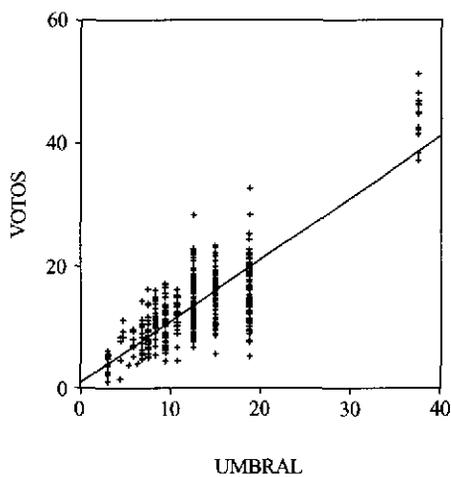


GRÁFICO 6. *Correlación entre el porcentaje de votos sin representación y el umbral efectivo, 1977-1996*



La elevada correlación entre la magnitud, el cociente electores/escaño y el umbral efectivo de cada circunscripción provoca una elevada multicolinealidad (7) que imposibilita la realización de regresiones múltiples (*vid.* cuadro 11).

CUADRO 11. *Matriz de correlaciones entre el porcentaje de votos sin representación, el umbral efectivo, el índice de desproporcionalidad de Gallagher, los cocientes electorales, la magnitud de los distritos y el porcentaje de votos sin representación en el sistema electoral del Congreso de los Diputados. 1977-1996*

Congreso	Votos sin representación	Umbral efectivo	Cociente electoral	Magnitud distrito	Índice Gallagher
Votos sin representación.	1				
Umbral efectivo.	0,69	1			
Cociente electoral.	-0,53	-0,77	1		
Magnitud distrito.	-0,43	-0,62	0,66	1	
Índice Gallagher.	0,90	0,83	-0,60	-0,49	1

No obstante, los análisis de regresión de la influencia del efecto «mecánico» sobre la desproporcionalidad y el número de votos sin representación realizados recogen también el impacto del efecto «psicológico», sin que sea posible distinguir entre uno y otro. En consecuencia, la incidencia del elemento «mecánico» resulta menor de lo que en realidad es: el efecto «psicológico» produce una convergencia de los niveles de proporcionalidad de los distritos.

El aislamiento del efecto «mecánico» exige que tengamos en cuenta exclusivamente las elecciones en las que todavía no ha habido una adaptación de los recursos organizativos y del propio comportamiento de los votantes a las condiciones de competencia electoral. Estas elecciones son, evidentemente, las inaugurales de un sistema político: mientras que el efecto «mecánico» se produce ya desde los primeros comicios, el «psicológico» necesita al menos dos procesos electorales para manifestarse. De este modo, la regresión de las variables que definen el efecto «mecánico» sobre las variables dependientes en las elecciones de 1977 nos dará la medida de su impacto en el sistema electoral del Congreso de los Diputados, a la vez que determinará la influencia del efecto «psicológico» en los comicios posteriores.

(7) La multicolinealidad entre las variables explicativas dificulta sobremanera la tarea de aislar los efectos individuales de cada una de ellas sobre la variable cuya varianza se trata de explicar. Aunque la multicolinealidad está siempre presente en las estimaciones, y los métodos de estimación que empleamos están preparados para enfrentarse a ella, cuando supera un cierto grado, los resultados que se generan son equivocados. En este sentido, GREENE (1997: 421-422) sugiere que la multicolinealidad es un problema importante cuando el coeficiente de determinación de la regresión múltiple es inferior a los coeficientes de determinación de las regresiones de cada una de las variables independientes sobre el resto de los regresores, lo que ocurre en este caso.

La comparación de los resultados de las regresiones de la incidencia del efecto «mecánico» en las siete elecciones celebradas hasta el momento con los de las regresiones para los comicios de 1977 revela que las diferencias entre ambos casos son exiguas: los coeficientes de regresión y de determinación son prácticamente idénticos en los dos momentos (*vid.* cuadros 12-14). Por tanto, el impacto del efecto «psicológico» en el sistema electoral español es aparentemente débil. La cuantificación de esta influencia es la tarea que afrontamos en lo que sigue.

CUADRO 12. *Análisis de regresión de la influencia de la magnitud del distrito sobre la desproporcionalidad y el porcentaje de votos sin representación en el sistema electoral del Congreso de los Diputados en las elecciones de 1977*

Variables dependientes	Desproporcionalidad	% votos sin representación
Magnitud distrito ^a	0,70 *	-0,93 *
	-4,26	-4,49
Constante ^a	20,90 *	29,84 *
	14,14	16,15
R ²	0,27	0,29
N	52	52

^a Aparecen en primer lugar los coeficientes de regresión, seguidos por los estadísticos t calculados mediante el método de White robusto a los problemas de heterocedasticidad. Las estimaciones han sido realizadas por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). R² es el coeficiente de determinación y N el número de observaciones.

* Estadísticamente significativo al 1 por 100.

CUADRO 13. *Análisis de regresión de la influencia del cociente electores/escaño de cada distrito sobre la desproporcionalidad y el porcentaje de votos sin representación en el sistema electoral del Congreso de los Diputados en las elecciones de 1977*

Variables dependientes	Desproporcionalidad	% votos sin representación
Cociente electoral ^a	-0,31 *	-0,36 *
	-5,15	-4,59
Constante ^a	34,12 *	44,66 *
	9,45	9,40
R ²	0,35	0,30
N	52	52

^a Aparecen en primer lugar los coeficientes de regresión, seguidos por los estadísticos t calculados mediante el método de White robusto a los problemas de heterocedasticidad. Las estimaciones han sido realizadas por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). R² es el coeficiente de determinación y N el número de observaciones.

* Estadísticamente significativo al 1 por 100.

CUADRO 14. *Análisis de regresión de la influencia del umbral efectivo sobre la desproporcionalidad y el porcentaje de votos sin representación en el sistema electoral del Congreso de los Diputados en las elecciones de 1977*

Variables dependientes	Desproporcionalidad	% votos sin representación
Umbral efectivo ^a	1,02 * 10,06	1,14 * 7,37
Constante ^a	3,09 2,13 **	8,97 * 4,05
R ²	0,67	0,52
N	52	52

^a Aparecen en primer lugar los coeficientes de regresión, seguidos por los estadísticos t calculados mediante el método de White robusto a los problemas de heterocedasticidad. Las estimaciones han sido realizadas por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). R2 es el coeficiente de determinación y N el número de observaciones.

* Estadísticamente significativo al 1 por 100.

** Estadísticamente significativo al 5 por 100.

CUADRO 15. *Matriz de correlaciones entre el porcentaje de votos sin representación, el umbral efectivo, el índice de desproporcionalidad de Gallagher, los cocientes electorales, la magnitud de los distritos y el porcentaje de votos sin representación en el sistema electoral del Congreso de los Diputados en las elecciones de 1977*

Congreso	Votos sin representación	Umbral efectivo	Cociente electoral	Magnitud distrito	Índice Gallagher
Votos sin representación	1				
Umbral efectivo	0,72	1			
Cociente electoral	-0,54	-0,82	1		
Magnitud distrito	-0,54	-0,61	0,69	1	
Índice Gallagher	0,93	0,82	-0,59	-0,52	1

3. EL EFECTO «PSICOLÓGICO» DEL SISTEMA ELECTORAL DEL CONGRESO DE LOS DIPUTADOS

Desde que Gunther (1989) constatará la amplia difusión del voto «sofisticado» entre partes considerables del electorado en las circunscripciones de magnitud reducida, los análisis del efecto «psicológico» ocupan un lugar central en los estudios sobre las consecuencias políticas del sistema electoral del Congreso de los Diputados. No obstante, este amplio tratamiento no ha venido acompañado de avances sustanciales en la cuantificación de su influencia sobre los efectos del sistema electoral. Si

bien sabemos que la actuación de los votantes depende sobremanera de su experiencia en las elecciones anteriores, desconocemos la medida de su impacto sobre el número de partidos que compiten en los comicios, la fragmentación electoral o la desproporcionalidad.

El objetivo de nuestra aproximación en este punto es precisamente la cuantificación de la incidencia que dicha actuación estratégica tiene sobre los niveles de desproporcionalidad y de votos sin representación de las circunscripciones. La premisa de la investigación es sencilla. Una vez aislado el efecto «mecánico» del sistema electoral en cada distrito, los cambios en las variables citadas vendrán directamente explicadas por el efecto «psicológico».

Si efectivamente una buena parte de los electores otorga su apoyo a los partidos percibidos como mayoritarios en su respectiva circunscripción para no desperdiciar sus votos a causa de los efectos desproporcionales del sistema, cabe esperar que la proporcionalidad aumente en elecciones sucesivas. En buena lógica, este fenómeno debería producirse con mayor intensidad en los distritos de magnitudes más reducidas, por ser los que presentan un grado más elevado de desproporcionalidad.

El primer paso del análisis es, como ya hemos señalado, aislar la influencia del efecto «mecánico». Nuestra propuesta es simple. Se trata de identificar las circunscripciones cuyas magnitudes, cuando menos en dos elecciones sucesivas, no hayan cambiado (8). El efecto mecánico de cada una de ellas —que recordemos afecta exclusivamente al proceso de conversión de los votos en escaños— será, pues, idéntico en los diferentes momentos. Los posibles cambios en los niveles de desproporcionalidad y de votos sin representación serán, por consiguiente, imputables a la incidencia del efecto «psicológico».

La realización de un análisis de regresión con datos de panel, que combina la dimensión temporal con la de sección cruzada, nos permite dirimir si efectivamente los niveles de desproporcionalidad y de votos sin representación en una elección determinada condicionan los niveles que se alcanzan en una elección inmediatamente posterior en un mismo distrito; en otras palabras, aclararemos si su experiencia en las elecciones anteriores lleva a una actuación estratégica de los votantes.

Expresado en forma analítica, lo que haremos será estimar un modelo estadístico del tipo:

$$Y_t = \beta \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde Y es la variable cuya dinámica temporal queremos analizar (índice de desproporcionalidad de Gallagher o porcentaje de votos sin representación en cada circunscripción), el subíndice indica el tiempo y ε sería la perturbación aleatoria, que estaría recogiendo otros factores no incluidos de forma explícita en el modelo, pero que influyen sobre la dinámica de la proporcionalidad.

(8) Los únicos cambios que ha sufrido el sistema electoral español en sus veintiún años de funcionamiento han sido los reajustes del prorrateo electoral.

El parámetro β nos indicaría si los datos reflejan la existencia de un efecto «psicológico»; y en su caso, la dimensión que presenta. En definitiva, de lo que se trata es de comparar la proporcionalidad de los resultados electorales en momentos sucesivos en el tiempo. Si $\beta = 1$, no existiría efecto psicológico, puesto que la proporcionalidad no tendería a crecer en el tiempo (9). Si $\beta < 1$, habría evidencia de que la proporcionalidad aumenta elección tras elección. La velocidad a la que se reduciría la proporcionalidad vendría dada por el valor de β : cuánto menor sea el valor de este parámetro, mayor será la importancia del efecto «psicológico». Finalmente, un $\beta > 1$ reflejaría un descenso de la proporcionalidad en el tiempo y, por tanto, negaría la presencia de un efecto «psicológico». La misma interpretación cabe hacer del parámetro β en el caso del porcentaje de votos sin representación.

El panel de datos utilizado incorpora la información de 74 circunscripciones observadas en un número de elecciones que va desde dos hasta siete. Las estimaciones han sido realizadas por el método de Mínimos Cuadráticos Ordinarios (MCO). La aplicación del test de White no reveló la presencia de heterocedasticidad en las estimaciones. Por su parte, aunque existe evidencia de autocorrelación en los residuos, su influencia sobre los resultados resulta escasamente significativa (10).

Los resultados de las regresiones con todos los distritos en las siete elecciones confirman la existencia de una actuación estratégica de sectores considerables del

(9) En el gráfico 7, la línea representaría la bisectriz del cuadrante, equivalente a una situación en la que $\beta = 1$. Si existe efecto psicológico, la recta de ajuste debería situarse por debajo de la bisectriz. β sería la pendiente.

(10) Dada la presencia del valor retardado de la variable explicada en la parte derecha de la ecuación, la estimación del parámetro ρ de autocorrelación a partir de los residuos MCO no es consistente. Por ese motivo optamos por calcular una variante del test de general de autocorrelación de Breusch-Godfrey adaptado a modelos autorregresivos que confirmó su existencia (GREENE, 1997). En estas condiciones, la estimación MCO de β no sólo es sesgada sino también inconsistente, por lo que no es aconsejable la solución habitual basada en la utilización de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) siguiendo las propuestas multietápicas de Cochrane-Orcutt o Prais-Winsten. Así las cosas, recurrimos a dos metodologías alternativas.

En primer lugar, el método de Variables Instrumentales (VI) (GREENE, 1997). El problema que se nos planteaba era el de encontrar instrumentos adecuados. Probamos a utilizar valores contemporáneos y retardados del índice de desproporcionalidad de Gallagher cuando se trataba de estimar la dinámica de los votos sin representación y viceversa. No obstante, la elevada correlación entre los instrumentos y el término de error, derivada de la estrecha relación existente entre ambas variables, cuestionaba seriamente los resultados. Extremo que corroboramos al contrastar la validez de los instrumentos utilizados mediante el test de Sargan (NOVALES, 1994).

Visto esto, optamos por un método de estimación más sofisticado, basado en la aplicación de Mínimos Cuadrados No Lineales (MCNL) mediante el algoritmo de Marquardt (QMS, 1997), lo que nos proporciona una estimación simultánea de los parámetros β y ρ asintóticamente eficiente y equivalente a la estimación por máximo verosimilitud. Al proceder de esta manera, las conclusiones eran muy similares a las que se obtienen con el método de MCO: aunque la estimación puntual de β proporcionaba valores ligeramente superiores, la desviación típica del estimador era inferior, por lo que el límite superior del intervalo de confianza era en todos los casos análogo al que se obtenía al utilizar MCO. Por su parte, la estimación de ρ se situaba en el entorno de 0,3.

electorado, si bien su relevancia habría sido menos determinante de lo que la doctrina ha venido señalando. Tanto en el caso de la desproporcionalidad como en el del número de votos sin representación, los coeficientes de regresión se sitúan por debajo de la unidad: 0,91 y 0,86, respectivamente (*vid.* cuadros 16 y 17).

Dada la naturaleza del problema que tratamos y la cercanía de estas estimaciones puntuales al punto crítico ($\beta = 1$), es muy importante la precisión con la que estimamos este parámetro: las conclusiones son opuestas al pasar de 0,95 a 1,05, por ejemplo. Es por ello que, además de la estimación puntual, hemos realizado una estimación del parámetro por intervalo, utilizando un nivel de significación del 1 por 100. Procediendo de esta manera, obtendríamos el intervalo (0,86-0,95). Así pues, podríamos descartar con cierta seguridad que el parámetro β sea igual o mayor que 1. En consecuencia, habría que aceptar la existencia de un efecto «psicológico».

Por otro lado, dado que el modelo estimado carece de ordenada en el origen, el coeficiente de determinación deja de tener la interpretación habitual y carece de límite inferior. Por este motivo, presentamos una medida de bondad del ajuste diferente: el porcentaje del error cuadrático medio (Guisán, 1997). Su elevado valor en todas las estimaciones de los cuadros 16 y 17 pone de manifiesto el deficiente ajuste que se obtiene al considerar tan sólo el efecto «psicológico» como factor determinante de la evolución de la proporcionalidad; y, en definitiva, apunta la existencia de otros factores que estarían explicando la proporcionalidad del sistema además de los efectos «mecánico» y «psicológico». De no ser así, habría que esperar que los puntos que aparecen en los distintos gráficos del cuadro 19 se distribuyesen en torno a una línea recta mejor definida (11). En cualquier caso, se observa como los peores ajustes se dan en el caso de los distritos de tipo III y V, en los que la nube de puntos es más dispersa. Lo contrario ocurre en el caso de los distritos de tipo II (*vid.* cuadro 18).

De todos modos, este comportamiento estratégico no se distribuye de un modo homogéneo entre los votantes de las diferentes circunscripciones. La realización de nuevas regresiones a partir de la desagregación de los datos en los clásicos cinco tipos de circunscripciones que se distinguen atendiendo a su magnitud revela notables disimilitudes.

En los distritos de tipo I y V, la estimación puntual y por intervalo muestra que no es posible descartar con un nivel de confianza superior al 99 por 100 que el parámetro β es distinto de 1 (*vid.* cuadros 16 y 17), por lo que sería arriesgado afirmar que existe un efecto «psicológico» en estos casos. La explicación se encontraría en el reducido número de candidaturas que se presentan en Ceuta y Melilla desde las primeras elecciones, y en la ausencia de incentivos para el comportamiento estratégico en Madrid y Barcelona derivado de su elevada proporcionalidad.

(11) Los gráficos corresponden, de izquierda a derecha y de arriba a abajo, al conjunto circunscripciones electorales y a los distritos de tipo I a V, por este orden.

Por el contrario, en las circunscripciones de tipo II, III y IV, los resultados de las regresiones confirman la existencia de un efecto «psicológico». Las estimaciones puntuales del parámetro β y los intervalos de confianza correspondientes se encuentran en los tres casos por debajo de la unidad. Este comportamiento estratégico es más acentuado en cuanto al porcentaje de votos sin representación, si bien las diferencias son exiguas y constantes entre los diferentes tipos de distritos (*vid.* cuadros 17 y 18). Los sesgos desproporcionales inherentes a la fórmula D'Hondt explican las diferencias en los resultados de las dos variables.

CUADRO 16. *Análisis de regresión de la influencia del índice de desproporcionalidad de Gallagher sobre sí misma en dos elecciones consecutivas sin variación en la magnitud de la circunscripción en el sistema electoral del Congreso de los Diputados, 1977-1996*

Distritos	Todos	Tipo I	Tipo II	Tipo III	Tipo IV	Tipo V
β	0,91 (52,30)	0,99 (30,98)	0,88 (33,30)	0,86 (19,55)	0,83 (18,40)	0,79 (6,12)
Intervalo de confianza de β	(0,86-0,95)	(0,89-1,09)	(0,81-0,95)	(0,74-0,98)	(0,70-0,94)	(0,33-1,29)
% RECM	35,46	11,18	37,59	39,03	33,37	46,01
N	284	12	165	62	37	8

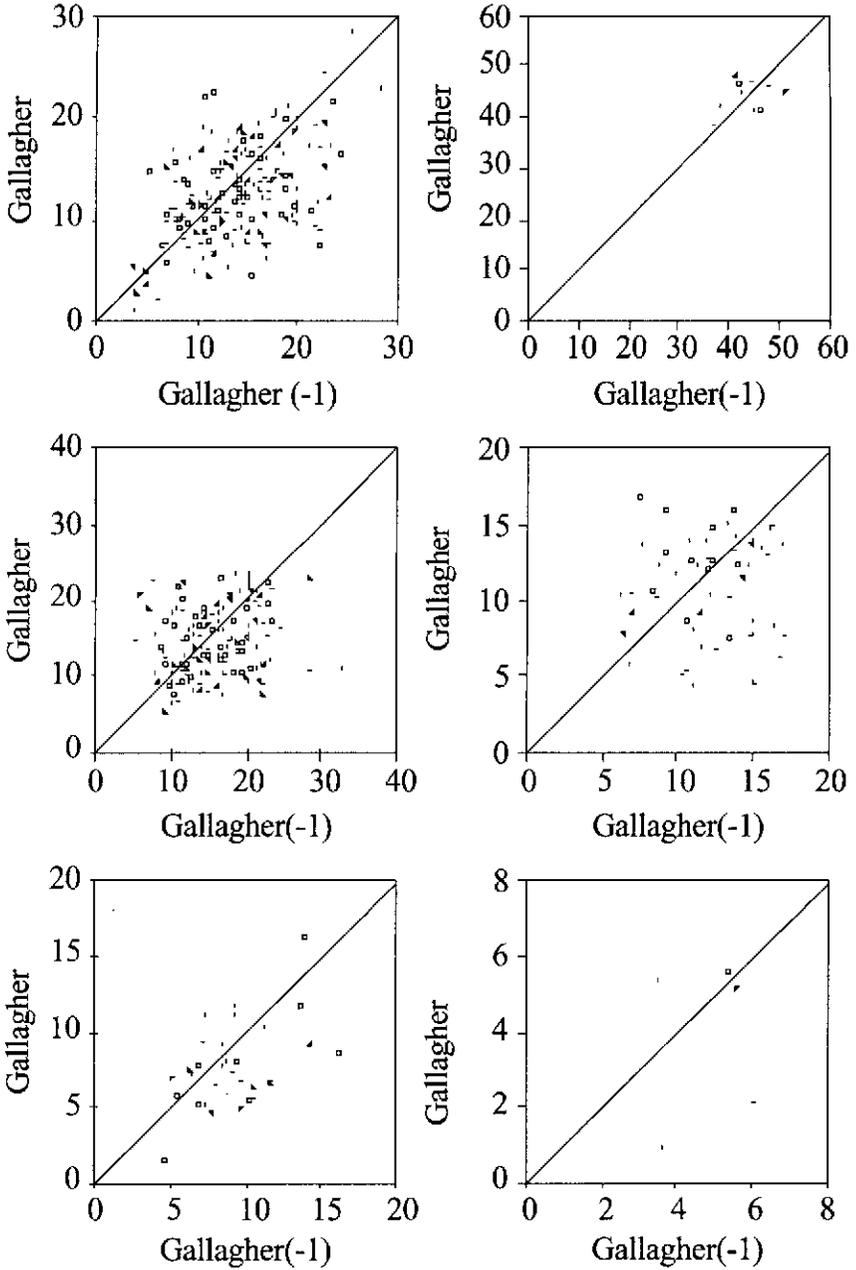
Notas: Resultados de la estimación de la expresión $Y_i = \beta \cdot Y_{i-1} + \epsilon_i$; % RECM es el porcentaje de la raíz del error cuadrático medio; el Intervalo de confianza de β ha sido construido con un nivel de significación del 1 por 100; N es el número de observaciones.

CUADRO 17. *Análisis de regresión de la influencia del porcentaje de votos sin representación sobre sí mismo en dos elecciones consecutivas sin variación en la magnitud de la circunscripción en el sistema electoral del Congreso de los Diputados, 1977-1996*

Distritos	Todos	Tipo I	Tipo II	Tipo III	Tipo IV	Tipo V
β	0,86 (45,71)	0,97 (22,37)	0,84 (31,40)	0,82 (17,12)	0,77 (14,84)	0,75 (5,10)
Intervalo de confianza de β	(0,81-0,91)	(0,84-1,10)	(0,77-0,91)	(0,69-0,95)	(0,63-0,91)	(0,23-1,27)
% RECM	39,89	15,38	40,55	45,17	43,29	54,65
N	284	12	165	62	37	8

Notas: Resultados de la estimación de la expresión $Y_i = \beta \cdot Y_{i-1} + \epsilon_i$; % RECM es el porcentaje de la raíz del error cuadrático medio; el Intervalo de confianza de β ha sido construido con un nivel de significación del 1 por 100; N es el número de observaciones.

CUADRO 18. *Correlaciones entre el índice de desproporcionalidad de Gallagher en dos elecciones consecutivas sin variación en la magnitud de la circunscripción en el sistema electoral del Congreso de los Diputados, 1977-1995*



El coeficiente de regresión más bajo pertenece a las circunscripciones de tipo IV, ligeramente inferior al de los distritos de tipo III y II, por este orden. El impacto del efecto «psicológico» en la determinación de los niveles de desproporcionalidad y de votos sin representación resulta, pues, más importante en las circunscripciones que asignan más de 9 escaños que en las que reparten entre 3 y 8. En todo caso, la incidencia de esta actuación estratégica de los electores es en los tres casos más modesta de lo que señala la literatura especializada.

4. CONCLUSIONES

La influencia de los efectos «mecánico» y «psicológico» sobre la proporcionalidad en el sistema electoral del Congreso de los Diputados es muy desigual. Mientras que el elemento «mecánico» explica buena parte de la variabilidad de la desproporcionalidad y del porcentaje de votos carentes de representación, el «psicológico» resulta menos relevante de lo que la doctrina sugiere. Su limitado impacto se concentra, en cualquier caso, en las circunscripciones de tipo II, III y, sobre todo, IV.

No obstante, la combinación de ambos efectos no permite explicar en su totalidad la variabilidad de las dos variables referidas; un importante porcentaje de sus varianzas se escapa de un control basado en un modelo que comprende exclusivamente los efectos «mecánico» y «psicológico». En otras palabras, existe un residuo sustantivo que no somos capaces de explicar y que, sin embargo, influye decisivamente en la dinámica de la proporcionalidad.

Este residuo se desprende de factores ajenos al propio sistema electoral que, reflejados en el propio sistema de partidos, mantienen una relación de tipo circular con el mismo. Se trata de condiciones socioestructurales en constante transformación que limitan las posibilidades de predecir las consecuencias de los sistemas electorales. Los diferentes efectos de los sistemas electorales aparecen así entrecruzados, entrelazados, fortalecidos o desviados por tales condiciones, de modo que no es posible predecir con absoluta certidumbre las consecuencias de un sistema electoral sobre el sistema de partidos (Nohlen, 1994: 354-355). Este argumento explica que un mismo sistema electoral no funcione igual en países diferentes, en dos circunscripciones distintas o en dos elecciones sucesivas.

En definitiva, lo anterior no hace sino subrayar el doble carácter de variable dependiente/independiente de los sistemas electorales y la necesidad de integrar en la medida de lo posible, y aun reconociendo las dificultades que ello entraña, los enfoques empíricos de orientación estadística e histórica en los estudios electorales.

5. BIBLIOGRAFÍA

- ANCKAR, C.: «Determinants of Disproportionality and Wasted Votes», *Electoral Studies*, vol. 16, núm. 4, 1997, págs. 501-515.
- BLAIS, A. y CARTY, R. K.: «The Psychological Impact of Electoral Laws: Measuring Duverger's Elusive Factor», *British Journal of Political Science*, núm. 21, 1991, págs. 79-93.
- CAIN, B. E.: «Strategic voting in Britain», *American Journal of Political Science*, núm. 22, 1978, págs. 639-655.
- DOWNES, A. (1957): *Teoría Económica de la Democracia*. Aguilar, Madrid, 1973.
- DUVERGER, M. (1951): *Los partidos políticos*, Fondo de Cultura Económica, México, 1987.
- «Duverger's Law: Forty Years Later», en B. GROFMAN y A. LUPIART (eds.): *Electoral laws and their political consequences*, Agathon Press, Nueva York, 1986, págs. 69-84.
- «Influencia de los sistemas electorales en la vida política», en A. BATTLE (ed.): *Diez textos básicos de Ciencia Política*, Ariel, Barcelona, 1992, págs. 37-76.
- FARQUHARSON, R.: *Theory of voting*, Yale University Press, New Haven, 1969.
- FERNÁNDEZ SEGADO, F.: *El sistema constitucional español*, Dykinson, Madrid, 1992.
- GALBRAITH, J. W. y RAE, N. C.: «A Test of the Importance of Tactical Voting: Great Britain, 1987», *British Journal of Political Science*, núm. 19, 1989, págs. 126-136.
- GALLAGHER, M.: «Proportionality, disproportionality and electoral systems», *Electoral Studies*, vol. 10, núm. 1, 1991, págs. 33-51.
- GREENE, W. H.: *Econometric analysis*, tercera edición, Prentice-Hall International, Nueva York, 1997.
- GRUMM, J.: «Theories of electoral systems», *Midwest Journal of Political Science*, núm. 2, 1958, págs. 357-376.
- GUISÁN, M. C.: *Econometría*, McGraw-Hill, Madrid, 1997.
- GUNTHER, R.: «Leyes electorales, sistemas de partidos y elites: el caso español», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, núm. 47, 1989, págs. 73-106.
- GUNTHER, R. y MONTERO, J. R.: «Los anclajes del partidismo: Un análisis comparado del comportamiento electoral en cuatro democracias del sur de Europa», en P. DEL CASTILLO (ed.): *Comportamiento político y electoral*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid, 1995, págs. 469-548.
- GUNTHER, R. y SHANI, G.: «¿Qué hubiera pasado si...?: el impacto de la normativa electoral», en J. J. LINZ y J. R. MONTERO (eds.): *Crisis y cambio: electores y partidos en la España de los años ochenta*, Centro de Estudios Constitucionales, Madrid, 1986, págs. 125-154.
- JOHNSTON, R. J. y PATTIE, C. J.: «Tactical Voting in Great Britain in 1983 and 1987: An Alternative Approach», *British Journal of Political Research*, núm. 21, 1991, págs. 95-128.
- LAGO, I.: «A distorsión da proporcionalidade no sistema electoral español: una aproximación cuantitativa», *Revista Galega de Economía*, vol. 7, núm. 1, 1998a, págs. 103-118.
- *La proporcionalidad electoral en España: los sistemas electorales del Congreso de los Diputados, autonómicos y para el Parlamento Europeo*, Tesis de Licenciatura presentada en la Universidad de Santiago de Compostela, 1998b.
- LUPIART, A.: «The political consequences of electoral laws, 1945-1985», *American Political Science Review*, vol. 84, 1990, págs. 481-496.
- *Sistemas electorales y sistemas de partidos. Un estudio de veintisiete democracias, 1945-1990*, Centro de Estudios Constitucionales, Madrid, 1995.

- «La difícil ciencia de los sistemas electorales: un comentario a la crítica de Alberto Penadés», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, núm. 74, 1996, págs. 443-448.
- «The Difficult Science of Electoral Systems: A Commentary on the Critique by Alberto Penadés», *Electoral Studies*, vol. 16, núm. 1, 1997, págs. 73-77.
- MONTERO, J. R.: «Las elecciones legislativas», en R. COTARELO (ed.): *Transición política y consolidación democrática en España*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid, 1992, págs. 241-297.
- «Sobre las preferencias electorales en España: fragmentación y polarización (1977-1993)», en P. DEL CASTILLO (ed.): *Comportamiento político y electoral*, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas, 1995, págs. 51-124.
- «El debate sobre el sistema electoral: rendimientos, criterios y propuestas de reforma», *Revista de Estudios Políticos* (nueva época), núm. 95, 1997a, págs. 9-46.
- «Elecciones en España», en R. DEL ÁGUILA (ed.): *Manual de Ciencia Política*, Trotta, Madrid, 1997b, págs. 391-428.
- MONTERO, J. R. y GUNTHER, R.: «Sistemas "cerrados" y listas "abiertas": sobre algunas propuestas de reforma del sistema electoral en España», en VV.AA., *La reforma del sistema electoral español*, Cuadernos del Centro de Estudios Constitucionales, núm. 49, 1994, págs. 13-88.
- MONTERO, J. R.; LLERA, F. y TORCAL, M.: «Sistemas electorales en España: una recapitulación», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, núm. 58, 1992, págs. 7-56.
- MONTERO, J. R. y VALLÉS, J. M.: «El debate sobre la reforma electoral: ¿para qué las reformas?», *Claves de razón práctica*, núm. 22, 1992, págs. 2-11.
- NOHLEN, D.: *Sistemas electorales y partidos políticos*, Fondo de Cultura Económica, México, 1994.
- «El estado de la investigación sobre sistemas electorales», *Revista de Estudios Políticos* (nueva época), núm. 98, 1997, págs. 159-169.
- NOVALES, A.: *Econometría*, segunda edición, McGraw-Hill, Madrid, 1994.
- PENADES, A.: «Proporcionalidad, umbrales y fragmentación. Una nota crítica sobre *Sistemas electorales y sistemas de partidos* de A. Lijphart», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, núm. 74, 1996, págs. 427-442.
- «A Critique of Lijphart's "Electoral Systems and Party Systems"», *Electoral Studies*, vol. 16, núm. 1, 1997, págs. 59-71.
- QMS: *EvIEWS 3 User's Guide*, Irvine (California), QMS, 1997.
- RAE, D. W. (1967): *Leyes electorales y sistemas de partidos*, CITEP, Madrid, 1977.
- «Análisis del sistema electoral español en el marco de la representación proporcional», en D. W. RAE y V. RAMÍREZ: *El sistema electoral español. Quince años de experiencia*, McGraw-Hill, Madrid, 1993, págs. 1-48.
- SARTORI, G.: *Ingeniería constitucional comparada. Una investigación de estructuras, incentivos y resultados*, Fondo de Cultura Económica, México, 1994.
- SHIVELY, W. P.: «The elusive psychological factor: A test for the impact of electoral systems on voter's behavior», *Comparative Politics*, núm. 3, 1970, págs. 115-125.
- SHUGART, M.: «The Two Effects of District Magnitude: Venezuela as a Crucial Experiment», *European Journal of Political Research*, núm. 13, 1985, págs. 353-364.
- SPRAGUE, J.: «On Duverger's Sociological Laws: The Connection between Electoral Laws and Party Systems», *Political Science Paper*, núm. 48, Washington University, St. Louis, 1980.

- TAAGEPERA, R. y SHUGART, M. S.: *Seats and votes. The effects and determinants of electoral systems*, Yale University Press, New Haven/Londres, 1989.
- «Predicting the number of parties: A quantitative model of Duverger's mechanical effect», *American Political Science Review*, vol. 87, núm. 2, 1993, págs. 455-464.
- VALLÉS, J. M.: «Sistema electoral y democracia representativa: nota sobre la Ley Orgánica del Régimen Electoral General de 1985 y su función pública», *Revista de Estudios Políticos* (nueva época), núm. 53, 1986, págs. 7-28.
- WHITE, H.: «A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity», *Econometrica*, núm. 48, 1980, págs. 817-838.