

LA REPRESENTACION LEGISLATIVA DE LOS PARTIDOS COMO FUNCION DE LOS RESULTADOS ELECTORALES (*)

La relación entre los resultados electorales (esto es, la distribución de los votos recibidos por los diferentes partidos) y los escaños ganados en la Legislatura ha preocupado desde hace bastante tiempo a los teóricos normativos de los sistemas políticos. Es evidente que uno de los fundamentos de la democracia representativa es la relación entre votos y escaños. Recientemente, el estudio normativo parece haberse concentrado sobre todo en los argumentos a favor y en contra de la representación proporcional estricta, y en los métodos por los cuales puede llevarse a cabo una asignación rigurosamente proporcional de los escaños, con un sacrificio mínimo de otros objetivos (1). En términos más generales, lo que el teórico normativo pretende es definir un método óptimo

(*) Este artículo, aparecido en *The Public Opinion Quarterly* (volumen XXI, núm. 4), es el informe final de un estudio sobre la relación entre votos y representación legislativa en Inglaterra y Estados Unidos. El autor describe un proceso para evaluar la representatividad de las instituciones democráticas. JAMES G. MARCH es profesor asociado en la *Graduate School of Industrial Administration* del *Carnegie Institute of Technology*. El trabajo en que este artículo se basa fué realizado en gran parte en el *Center for Advanced Study in the Behavioral Sciences*. Además de las fuentes usuales, ya publicadas, de estadísticas electorales, el autor ha disfrutado del acceso a datos inéditos recogidos por ROBERT A. DAHL, CORTEZ A. M. EWING y V. O. KEY, jr., por lo cual desea expresar aquí su agradecimiento. Igualmente desea reconocer los útiles comentarios hechos al manuscrito por JAMES S. COLEMAN y HERBER McCLOSKEY y la ayuda de SUSAN F. MARCH en los cálculos matemáticos.

(1) Dos de los clásicos son G. H. HALLET, jr.: *Proportional Representation* (Nueva York, 1926) y F. A. HERMENS: *Democracy or Anarchy?* (Notre Dame, 1941). Ver también DUNCAN BLACK: «Some Theoretical Schemes of Proportional Representation», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, vol. 15, págs. 334-343 (agosto 1949).

de transformar los resultados de una votación en una división de los escaños legislativos. Óptimo, naturalmente, en relación a un conjunto específico de objetivos.

No obstante la tradición del interés por los aspectos normativos de las funciones de la representación, el estudio empírico de tales funciones se ha visto relativamente abandonado en los Estados Unidos hasta hace muy poco tiempo. Concretamente nos podemos preguntar: ¿Cuál es la relación entre los resultados de las votaciones y la representación legislativa en un sistema electoral de mayoría simple, con dos partidos y representación singular? Bean llegó casi a estudiar tal relación en sus trabajos sobre la predicción electoral. Por ejemplo, él se ocupó de la relación entre el voto a favor de un partido en una elección presidencial y los escaños ganados por el mismo partido en la Cámara de Representantes (2). Sin embargo, por lo menos que nosotros sepamos, él jamás publicó nada relacionando el voto total para el Congreso con la distribución de escaños en la Cámara. Las diferentes organizaciones comerciales que se dedican a la investigación de la opinión pública y a la predicción de resultados electorales en los Estados Unidos han formulado predicciones sobre el resultado de las elecciones para el Congreso, que pueden (o no) haberse apoyado en cálculos de la distribución total de votos, pero no ha sido posible encontrar nada publicado sobre esta relación. Ewing hizo un estudio detallado de los resultados de las elecciones para el Congreso durante un período de veinticinco elecciones, comenzando en 1896, y llegó a determinadas conclusiones sobre el carácter de la relación entre votos y escaños (3). De momento, baste señalar que aunque él calculó un número sustancial de estadísticas que, combinadas, vienen a darnos una aproximación, Ewing jamás centró su atención en una explícita formulación de la relación que aquí se examina. Moos no trató de este problema en su estudio de las votaciones para el Congreso (4).

Schattschneider presentó en su libro una tabla aproximada de relación entre votos y escaños. El determinó que con menos del 25 por 100 de los votos un partido lograría un número insignifi-

(2) LOUIS H. BEAN: *How to Predict Elections* (Nueva York, 1948). página 67.

(3) CORTEZ A. M. EWING: *Congressional Elections, 1896-1944* (Norman, 1947).

(4) MALCOLM MOOS: *Politics, Presidents and Coattails* (Baltimore, 1952).

cante de escaños, que con el 35 por 100 conseguiría alrededor del 15 por 100 de los escaños y que el 45 por 100 de los votos serviría para ganar el 40 por 100 de los escaños (5). Dado que Schattschneider no distingue entre los partidos, los valores por encima del 50 por 100 pueden ser estimados por simetría.

Recientemente, Dahl ha examinado la naturaleza de la relación entre escaños y votos en los Estados Unidos (6). Definió como variables la proporción demócrata del total de votos a favor de ambos partidos para la Cámara de Representantes, y la proporción demócrata del total de escaños de ambos partidos en la Cámara, y analizó los datos correspondientes al período 1928-1954. Halló que la relación entre votos y escaños era lineal en la amplitud representada por los datos (siendo el ajustamiento de una recta de regresión lineal excepcionalmente bueno). Al ganar los demócratas entre el 0,40 y el 0,60 del total de votos para ambos partidos, la proporción demócrata de asientos en la Cámara podía examinarse bastante bien por la ecuación lineal

$$y = 2,5 x - 0,7 \quad (I)$$

donde y es la proporción de escaños ganados y x la proporción de votos. Así, si el partido demócrata recibe el 45 por 100 del total de votos (por ambos partidos) para el Congreso, los candidatos demócratas ganarán aproximadamente en el 42,5 por ciento de los distritos electorales; si los demócratas reciben el 55 por 100 de los votos, ganarán en torno al 67,5 por ciento de los escaños.

De la ecuación (I) se sigue que la ecuación para la proporción republicana de escaños como función de la proporción de votos fué

$$y = 2,5 x - 0,8 \quad (II)$$

Hay que hacer notar: a), que la ecuación es diferente (es decir, que es en este sentido el sistema electoral no trató a los dos partidos por igual), y b), que las ganancias o pérdidas sufridas por un partido en su parte de votos se aumentaba por el factor 2,5 al traducirse en una distribución de escaños.

(5) E. E. SCHATTSCHNEIDER: *Party Government* (Nueva York, 1942), páginas 74-75.

(6) ROBERT A. DAHL: *A Preface to Democratic Theory* (Chicago, 1956), pág. 148.

VOTOS Y ESCAÑOS

Con las excepciones de Schattschneider y Dahl, los estudiosos americanos de las elecciones no han intentado explorar con detalle la relación entre votos totales y escaños, aunque este problema ha recibido en Inglaterra considerable atención, tanto profesional como popular. Estimulados por la resurrección en *The Economist* (7) de una «ley», aparentemente citada primero por J. P. Smith en su declaración ante una Comisión Real sobre sistemas electorales en 1909 (8), un cierto número de científicos ingleses han realizado estudios acerca de la relación votos-escaños. En especial se ha procurado probar la validez de la siguiente proposición: si se eleva al cubo la razón entre los votos ganados en los distritos disputados por candidatos de los dos partidos, la razón resultante será igual a la razón entre los escaños disputados ganados por los dos partidos. Estrictamente hablando, Smith formuló una proposición mucho menos rigurosa: pero el interés actual se ha desviado hacia la igualdad anteriormente especificada, que ha venido a conocerse con el nombre de «ley del cubo».

Dado que los resultados electorales vienen dados generalmente en porcentajes y los coeficientes de regresión de Dahl reflejan una especificación de la relación entre la proporción de escaños y la proporción de votos, resulta algo incongruente tratar de la ley del cubo en términos de razones, tal y como lo hacen Smith y la mayor parte de sus comentaristas. En consecuencia, aquí la transformaremos (9) en una ecuación en la que, como antes, x es la proporción de todos los votos emitidos, e y la pro-

(7) «Electoral Facts», *Economist*, vol. 158, págs. 5-7 (7 enero 1950).

(8) Una transcripción literal de la declaración de SMITH aparece reproducida en M. G. KENDALL y A. STUART: «The Law of Cubic Proportions in Election Results», *British Journal of Sociology*, vol. 1, págs. 183-197 (septiembre 1950), en las págs. 183-184.

(9) Despejando y en la ecuación

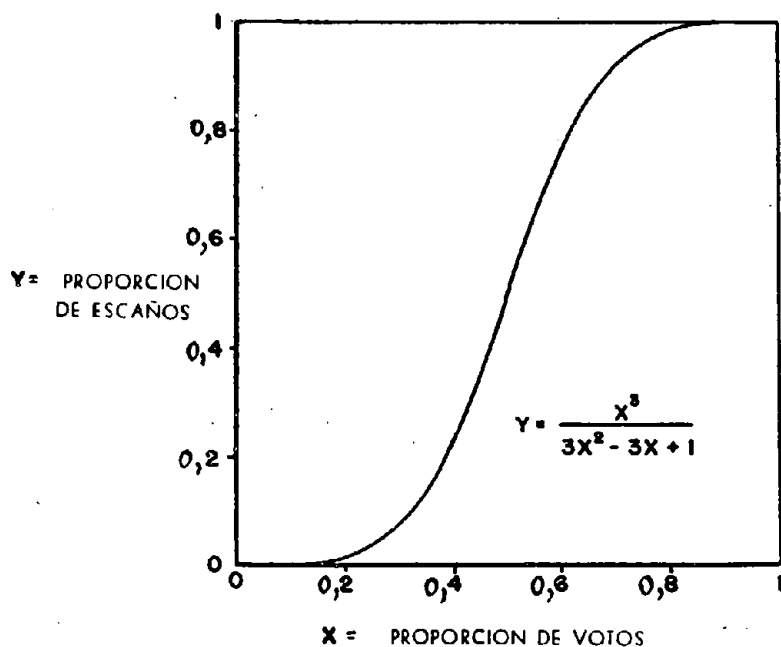
$$\left(\frac{y}{1-y}\right) = \left(\frac{x}{1-x}\right)^3$$

porción de escaños ganados por un determinado partido. En tales términos la ley del cubo se convierte en

$$y = \frac{x^3}{3x^2 - 3x + 1} \quad (III)$$

En el gráfico 1 aparece la representación de la ley del cubo. Es de notar que la ley del cubo, a diferencia de la línea de regresión de Dahl, pero a semejanza de las proporciones de Schatt-

GRAFICO 1.- LA LEY DEL CUBO



schneider, es la misma para los dos partidos. Además, a diferencia de la recta de regresión lineal, la ecuación (III) tiene la propiedad, razonable *a priori*, de que pasa por los puntos (0,0) y (1,1).

A los efectos que aquí nos interesan, una característica sorprendente de la ley del cubo es el hecho de que para una amplitud de valores de x entre 0,40 y 0,60 es casi lineal. Dentro

de esta amplitud la ley del cubo puede expresarse aproximadamente mediante la ecuación de primer orden

$$y = 2,80 x - 0,904 \quad (IV)$$

El cuadro 1 muestra los valores de y que corresponden a diferentes valores de x (entre 0,40 y 0,50), calculados según la ley del cubo y según la aproximación lineal. Puesto que tanto (III) como (IV) son simétricas alrededor del punto (0,5, 0,5) es innecesaria la comparación para los valores de x entre 0,50 y 0,60.

CUADRO NUM. 1

Comparación entre la ley del cubo y la aproximación lineal para los valores de x entre 0,40 y 0,50

x	x^3	$2,808 x - 0,904$
	$3 x^2 - 3 x + 1$	
0,40	0,229	0,219
0,41	0,251	0,247
0,42	0,275	0,275
0,43	0,300	0,303
0,44	0,326	0,332
0,45	0,354	0,360
0,46	0,382	0,388
0,47	0,412	0,416
0,48	0,440	0,444
0,49	0,471	0,472
0,50	0,500	0,500

Puesto que las diferencias entre la ley del cubo y la aproximación lineal son tan pequeñas, puede considerarse que ambas son sustancialmente intercambiables, por lo que es más conveniente la docimasia de hipótesis utilizando la fórmula lineal con preferencia a la propia ley del cubo.

EL AJUSTAMIENTO DE LA LEY DEL CUBO

Admitiendo que la ley del cubo tenga ciertas admirables cualidades matemáticas y, o, estéticas, su significación no consiste en tales atributos. sino en el hecho de que parece conformarse a

los resultados observados en un buen número de países una vez que se han eliminado los resultados de los distritos no disputados. Kendall y Stuart (10), Butler (11) y Cadart (12) han explorado detalladamente la medida en que los resultados de las elecciones británicas se ajustan al modelo en las cinco elecciones desde la de 1935 en las que ha prevalecido esencialmente un sistema bipartidista. Si se calcula una recta de regresión lineal por el método de los mínimos cuadrados empleando los datos ingleses, la ecuación (correspondiente a los escaños de los conservadores) es

$$y = 2,77 x - 0,87 \quad (V)$$

Esta ecuación es, desde luego, extraordinariamente parecida a la aproximación lineal a la ley del cubo. Aunque es imprescindible cierto freno en la interpretación, a la luz del escaso número de elecciones comprendidas (cinco), el testimonio de las últimas cinco elecciones inglesas no permite el rechazamiento de la ley del cubo en cuanto que regularidad empírica. Este hecho se ha visto oscurecido en parte por la tendencia de los autores ingleses a consagrar una buena cantidad de tiempo a la explicación de pequeñas desviaciones de la ley y a imponer implícitamente un criterio para la bondad del ajustamiento, que a mí me parece innecesariamente severo. De modo similar, *The Economist* encuentra una estrecha congruencia entre la ley y los resultados de las recientes elecciones en Nueva Zelanda (13).

En vista del período relativamente largo durante el cual los ingleses se han preocupado por la ley del cubo, resulta curioso

(10) *Ibidem.* M. G. KENDALL y A. STUART: «La Loi du Cube dans les Elections Britanniques», *Revue Française de Science Politique*, vol. 2, páginas 270-276 (abril-junio 1952).

(11) D. E. BUTLER: *The British General Election of 1951* (Londres, 1952); *Id.*: *The Electoral System in Britain, 1918-1951* (Oxford, 1953); *Id.*: «An Examination of the Results», en H. G. NICHOLAS, *The British General Election of 1950* (Londres, 1951), págs. 306-333. Ver también los apéndices III y IV en R. B. McCALLUM y ALISON READMAN: *The British General Election of 1945* (Londres, 1947), que es obra de BUTLER principalmente, según especifican los propios autores.

(12) JACQUES CADART: «Les Elections Générales du 26 Mai 1955 en Grande-Bretagne», *Revue Française de Science Politique*, vol. 5, páginas 799-817 (octubre-diciembre 1955).

(13) «Electoral Facts», *op. cit.*

que no se haya intentado contrastar con sus predicciones el ajustamiento de los datos de las elecciones americanas. No obstante, una comparación superficial de las ecuaciones (I) y (IV) y de los resultados de las elecciones estadounidenses hace sospechar que son consistentes con la ley del cubo. Todavía más, tanto la formulación de la relación antes citada hecha por Schattschneider como las observaciones de Ewing acerca de la relación en los Estados del Este (14) guardan un parecido muy estrecho con la ecuación de la ley del cubo. Con objeto de explorar dete-

CUADRO NUM. 2

Comparación entre los escaños ganados por los demócratas en la Cámara de Representantes, 1928-1954, con los resultados predichos por la ley del cubo

A Ñ O	Ley del cubo	Resultados verdaderos
1928.....	156	166
1930.....	211	215
1932.....	298	313
1934.....	284	315
1936.....	305	325
1938.....	240	258
1940.....	251	261
1942.....	217	223
1944.....	240	243
1946.....	189	188
1948.....	263	263
1950.....	239	235
1952.....	212	213
1954.....	254	232

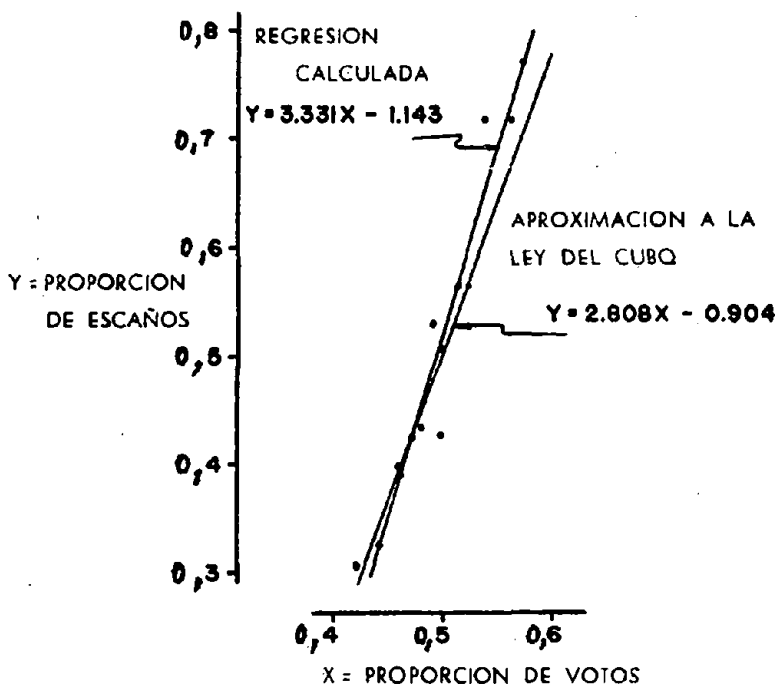
nidamente la experiencia americana se consideraron las catorce elecciones entre 1928 y 1954, esto es, las correspondientes al período analizado por Dahl. Si nosotros aplicamos la ley del cubo al total de votos ganados en los distritos disputados, con el fin de determinar el número de escaños disputados ganados por los demócratas y a la cifra así obtenida le sumamos el número de escaños no disputados ganados por los demócratas, obtendremos una estimación del número de escaños que los demócratas ha-

(14) EWING: *Op. cit.*, págs. 85, 101.

brían ganado si la ley del cubo operase exactamente. El cuadro 2 compara tales estimaciones con los resultados verdaderos. La media de las diferencias absolutas entre las cifras de la ley del cubo y las de los resultados verdaderos es 10,4 escaños en un cuerpo

GRAFICO 2

RELACION OBSERVADA ENTRE LA PROPORCION DEMOCRATA DEL TOTAL DE VOTOS A FAVOR DE AMBOS PARTIDOS Y LA PROPORCION DEMOCRATA DE TODOS LOS ESCAÑOS EN LOS DISTRITOS DISPUTADOS EN LAS ELECCIONES PARA EL CONGRESO DE LOS ESTADOS UNIDOS, DE 1928 A 1954



legislativo de 435 escaños. Que uno considere grande o pequeño este error depende de las expectativas de cada cual, pero puede ser instructivo tratar de especificar con el mismo grado de validez otras proposiciones que no son obvias, acerca del sistema político americano. (Después de haber escrito este trabajo, la elección de 1956 ha permitido una nueva comprobación de la ley

del cubo. En esta elección la ley del cubo predijo que los demócratas ganarían 231 escaños y ganaron 234). (Véase cuadro núm. 2.)

Utilizando los datos acerca de los escaños disputados en el período 1928-1954 únicamente, se puede hacer una comparación más rigurosa de los resultados reales con la ley del cubo mediante la comparación de sus coeficientes de regresión (15). La recta de regresión calculada a partir de los datos viene definida por

$$y = 3,331 x - 1,143 \quad (\text{VI})$$

En el gráfico 2 se muestra la nube de puntos de las catorce elecciones, juntamente con la recta de regresión calculada y con la aproximación lineal a la ley del cubo (16). (Véase gráfico 2.)

(15) Aunque los coeficientes de regresión se definen generalmente como $y = a + bx + \epsilon$, los cálculos se hicieron estimándolos a partir de la ecuación $y = a + b(x - \bar{x}) + \epsilon$. Esta segunda fórmula tiene la ventaja de hacer independientes las estimaciones de los coeficientes y , por tanto, facilita el análisis. Los resultados se han transformado a la primera fórmula solamente a efectos de presentación.

(16) La hipótesis de nulidad sometida a prueba es la de que los datos provienen de una población en la que se aplica la aproximación lineal a la ley del cubo (IV). La prueba es la de un test F. Puesto que aquí estamos más interesados por su rechazamiento cuando es cierta, de lo que es corriente en la investigación, el nivel de significación lo fijamos en 0,10. (En realidad, nos gustaría hacer depender el nivel de significación tanto de la potencia del test como de nuestras evaluaciones de los «costes» de cometer ambos tipos de errores; pero los problemas de la teoría de la decisión estadística implicados en tal procedimiento no han sido esclarecidos lo bastante como para que lo utilicemos aquí. Como alternativa, más adelante damos algunos datos sobre la potencia del test y sus implicaciones). El valor calculado para F no es consistente con la hipótesis de nulidad. De ello podemos concluir que los datos sobre las elecciones a la Cámara de Representantes no son consistentes con la hipótesis de la ley del cubo.

Para explicar la causa de que diferencias aparentemente tan pequeñas produzcan un resultado estadísticamente significativo, procedemos a examinar la potencia del test F en nuestro caso. La potencia de un test específica la probabilidad de rechazar la hipótesis de nulidad cuando de hecho es falsa (esto es, la probabilidad de no cometer un error del tipo II). En general, la potencia de un test determinado depende del nivel de significación escogido, del tamaño de la muestra, de la varianza de la población y de la magnitud del error representado por la hipótesis de nulidad. En el presente caso, el nivel de significación se ha fijado en 0,10, el tamaño de la muestra es 14 y la varianza de la población puede estimarse a partir de los datos. En consecuencia podemos especificar para cual-

Existe otro método para probar la bondad del ajustamiento de los datos electorales a la ley del cubo, que ha sido usado generalmente por los autores ingleses que han tratado de la ley. A trueque de establecer un supuesto previo, que no deja de ser razonable, permite probar la bondad del ajustamiento para toda la amplitud de los posibles resultados electorales, en vez de restringirse a la amplitud fijada por las elecciones efectivamente realizadas. Supóngase que damos por supuesto que los cambios en el apoyo popular con que cuenta un partido son aproximadamente homogéneos dentro del país, más específicamente que los cambios son independientes del grado de apoyo al partido en un distrito electoral (17). Entonces la ley del cubo representada

quier par de coeficientes (a , b) la probabilidad de rechazar la hipótesis de nulidad (a_0 , b_0) cuando de hecho los valores verdaderos son a y b . La estimación de la potencia del test está basada en gráficos proporcionados por E. S. PEARSON y H. O. HARTLEY: «Charts of the Power Function for Analysis of Variance Tests, Derived from the Non-central F-Distribution», *Biometrika*, vol. 38, págs. 112-130 (junio 1951) y en las fórmulas dadas en J. L. HODGES, jr.: «On the Non-central Beta Distribution», *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 26, págs. 648-653 (diciembre 1955). Agradezco mucho al profesor I. RICHARD SAVAGE su ayuda en este problema.

En el gráfico núm. 3 se presentan los resultados de tal investigación. La elipse representa una probabilidad de 0,90 de no aceptar la hipótesis de nulidad cuando es falsa. Para cualquier par de coeficientes (a , b) fuera de la elipse, la probabilidad de aceptar la ley del cubo cuando a y b son los verdaderos coeficientes es inferior a 0,10. La extraordinaria potencia del test F indicada por este gráfico procede primordialmente del extremadamente pequeño error típico de las observaciones en torno a la línea de regresión.

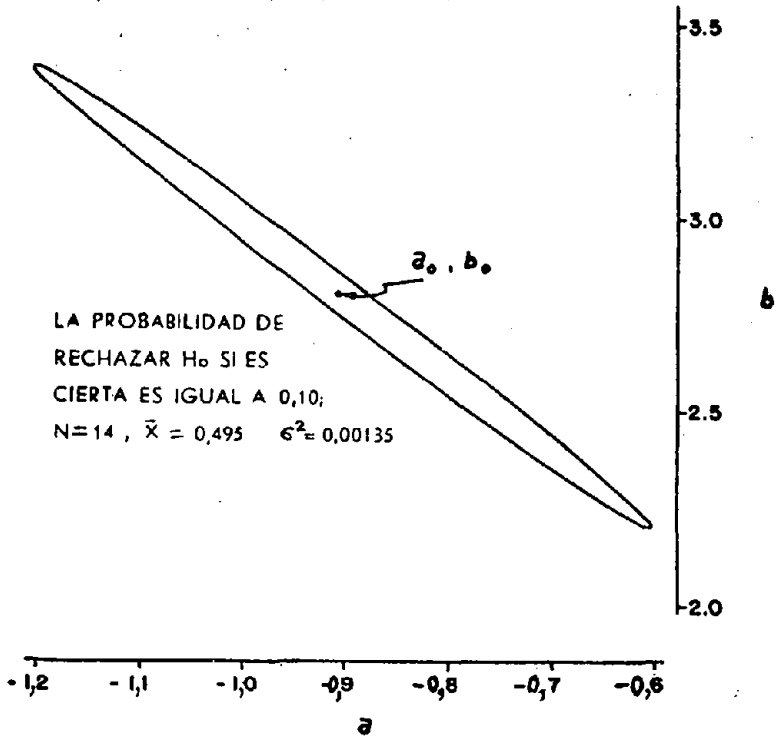
Podemos concluir, por consiguiente, que la ley del cubo no se cumple estrictamente en los Estados Unidos; pero que, sin embargo, es una aproximación bastante buena. Dado el estado actual del conocimiento sobre el comportamiento político, es difícil imaginar una explicación teórica de por qué se puede cumplir la ley del cubo, que no sirva también como explicación razonable para la mayoría de las relaciones observadas en Estados Unidos entre votos y escaños. Aquí, como en el caso inglés, probablemente no es muy prudente para ciertos propósitos establecer un criterio extremo para la bondad del ajustamiento, dado que ello tiende a atraer la atención hacia los matices más sutiles de la relación, antes de explicar convenientemente los atributos más visibles y elementales.

(17) Ciertos datos empíricos indican que esto no es estrictamente cierto. Ver CADART, *op. cit.*; PHILIP WILLIAMS: «Election Analysis», *Socialist Commentary*, págs. 210-211, 228 (julio 1955).

en el gráfico 1 puede considerarse como una función de la distribución de los distritos electorales según la fuerza del partido y la distribución observada en cualquier elección puede compararse con la distribución definida por la ley. Así se ve cómo la

GRAFICO 3.- POTENCIA DEL TEST F

VALORES DE a Y b EN LA ECUACION $y = a + bx$, PARA LOS CUALES
 - SI SON LOS VERDADEROS PARAMETROS DE LA POBLACION -
 LA PROBABILIDAD DE RECHAZAR LA HIPOTESIS DE NULIDAD
 ($H_0 : a = -0,904, b = 2,808$) ES IGUAL A 0,90



ley del cubo se basó originariamente en un análisis de este tipo, puesto que tal es el fundamento tanto del pionero artículo de Edgeworth (18), como del de Martin (19), sobre los cuales ba-

(18) F. Y. EDGEWORTH: «Miscellaneous Applications of the Calculus of Probabilities», *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 61, páginas 534-544 (septiembre, 1898).

(19) R. B. MARTIN: «The Electoral "Swing of the Pendulum"»,

saron sus conclusiones Smith (y/o MacMahon). Como señalan Kendall y Stuart, la función de distribución definida por la ley del cubo es casi idéntica a la función de distribución de una distribución normal con una media de 0,5 y una varianza de 0,0187 (20). Es decir, que si el supuesto de homogeneidad se cumple y si $a/a + b$ (donde a y b son los votos recibidos por los dos partidos en un distrito) se distribuye normalmente con la media y la varianza indicadas, la ley del cubo se cumple. Todavía más, siempre que el resultado de la elección no sea extremo (esto es, que el total de votos de un partido no exceda del 65 por

CUADRO NUM. 3

Distribución del porcentaje democrático del voto total, en los distritos electorales para el Congreso de los Estados Unidos, 1928, 1944, 1948 y 1952.

PORCENTAJE DEMOCRATA DEL VOTO TOTAL	1928	1944	1948	1952
10 - 19.....	9	0	0	0
20 - 29.....	41	6	1	19
30 - 39.....	98	73	51	97
40 - 49.....	105	103	104	87
50 - 59.....	55	83	91	74
60 - 69.....	20	50	54	37
70 - 79.....	13	21	25	17
80 - 89.....	14	11	20	0

100 del total general) una anomalía equilibrada en los extremos de la distribución, o cambios moderados en la varianza, seguirán produciendo resultados consistentes con la hipótesis del cubo. Para el estudio de los problemas presentados al ajustar los datos ingleses a la ley del cubo deberá consultarse la extensa literatura sobre el tema (21).

Kendall y Stuart consideraron brevemente, aunque no de un modo decisivo, el ajustamiento de los datos de las elecciones para el Congreso a esta función de distribución. Nosotros hemos considerado las distribuciones en cuatro elecciones, 1928, 1944, 1948

Journal of the Royal Statistical Society, vol. 69, págs. 655-707 (diciembre 1906).

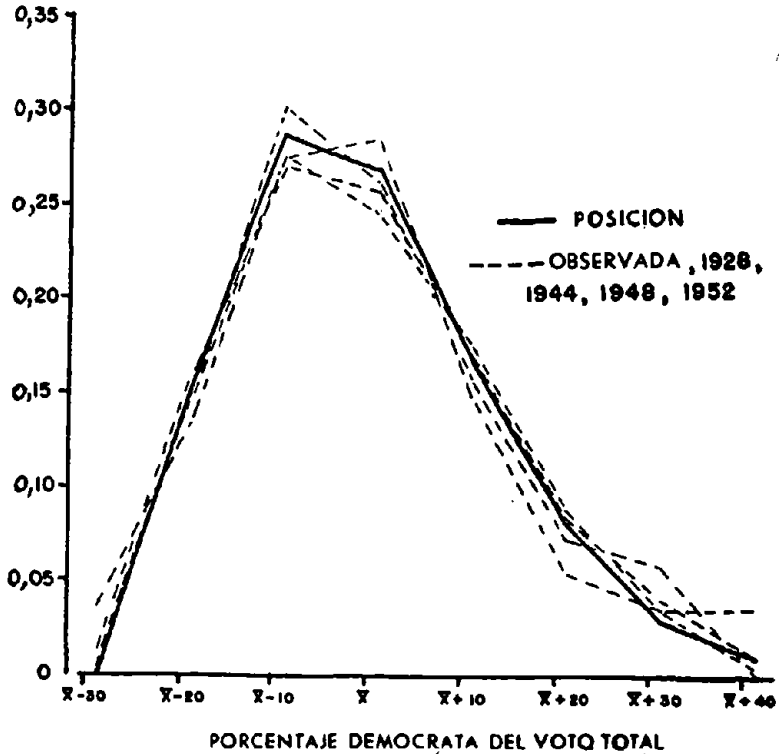
(20) KENDALL y STUART (1950): *Op. cit.*

(21) Ver las notas 7 y 12, *supra*

y 1952. Las distribuciones de frecuencia aparecen en el cuadro 3 para todos los distritos electorales en los que cada uno de los partidos recibió más del 10 por 100 de los votos. De hecho, nosotros consideramos como indisputados *de facto* aquellos distritos

GRAFICO 4

DISTRIBUCION TEORICA (DE POISSON) Y DISTRIBUCION VERDADERA DE LOS DISTRITOS EN CUATRO ELECCIONES



en los que un partido recibió más del 90 por 100 del voto total. La simple inspección del cuadro nos hace ver que la distribución americana no es normal. En realidad parece aproximarse mucho más a la distribución de Poisson (22). En el gráfico 4 las frecuen-

(22) Explicaciones de la distribución de Poisson pueden encontrarse en casi todos los textos elementales de Estadística. Ver, por ejem-

cias observadas se comparan con las frecuencias teóricas derivadas de una distribución de Poisson con una media y una varianza igual a 1,87 e intervalos de clase de 0,1 (23). Más adelante se indican algunas de las razones por las que la distribución para los Estados Unidos se aproxima más a la distribución de Poisson que a la normal. Baste aquí con observar que una distribución de Poisson con una media de 1,87 tiene una distribución bastante aproximada a una normal con una varianza de 0,0187, tal y como se indica en el cuadro 4 (24). En consecuencia, se observarían resultados muy aproximados a los de la ley del cubo si la distribución es una de Poisson con una media de 1,87 y los cambios son sustancialmente homogéneos. (Véase cuadro núm. 4.)

En general, independientemente de que uno utilice los resultados observados en el período 1928-1954, o la distribución de los distritos electorales en una elección determinada, los resultados de los Estados Unidos no son tan claramente consistentes con la hipótesis de la ley del cubo como las recientes elecciones inglesas; pero no se desvían mucho de los resultados que se obtendrían aplicando la ley del cubo. El hecho de que la ley del cubo se ajuste con tanta exactitud a los resultados electora-

plo, G. UDNY YULE y M. G. KENDALL: *An Introduction to the Theory of Statistics*, 14 edición (Londres, 1950), págs. 189-194. (Hay una traducción española de la 13 edición hecha por JOSÉ ROS JIMENO y publicada por Aguilar, de Madrid, N. del T.)

(23) Desde luego, esto hace que la desviación típica equivalga a la anteriormente citada para la distribución normal. Las frecuencias usadas para el gráfico se han obtenido de la manera siguiente: se ha calculado la media para cada distribución observada. Interpolando después en el gráfico núm. 3 se ha determinado una nueva distribución en la que los intervalos de clase son 0,1 como anteriormente, pero en la que los límites vienen definidos en términos de la media más que en términos absolutos. Esto equivale a considerar la distribución como desplazada de escala sin cambio de configuración. Como puede verse claramente en el gráfico, las semejanzas entre las distribuciones teórica y observada son asombrosas, a pesar de que la media teórica se determina sin referencia a la distribución observada. Las diferencias entre las tres elecciones recientes y las distribuciones de Poisson no son significativas al nivel 0,05 aplicando el *test* de varianza de Fisher. En el caso de la elección de 1928 el error en el extremo de la distribución hace posible rechazar la hipótesis de una distribución de Poisson, pero se trata de una *test* de mucha potencia y las diferencias no son grandes.

(24) Para calcular al función de distribución de la de Poisson se utiliza la interpolación lineal.

les tanto en Inglaterra como en los Estados Unidos basta para estimular el interés de los estudiosos, profesionales o no, de los sistemas políticos.

Acaso en parte por este alto valor de curiosidad, el interés profesional por la relación se ha visto sujeto a la crítica de que es superficial (25). En resumen, el meollo del reproche es: a) que

CUADRO NUM. 4

Comparación entre las funciones de distribución de la ley del cubo, la distribución normal y la distribución de Poisson

PROPORCIÓN DEMÓCRATA DEL VOTO TOTAL	PROPORCIÓN DEMÓCRATA DE TODOS LOS ESPAÑOS, CONFORME A LA		
	Ley del cubo	Curva normal	Curva de Poisson
0,0	0,000	0,000	0,003
0,1	0,002	0,001	0,010
0,2	0,015	0,014	0,032
0,3	0,073	0,072	0,093
0,4	0,229	0,232	0,229
0,5	0,500	0,500	0,461
0,6	0,771	0,768	0,742
0,7	0,927	0,928	0,945
0,8	0,985	0,986	1,000
0,9	0,999	0,998	1,000
1,0	1,000	1,000	1,000

la ley del cubo no se «ajusta», y b) que, aunque se ajustara, sería un instrumento de poca utilidad predictiva y de menos importancia teórica todavía.

Como en todos aquellos casos en que se ajustan datos empíricos a ecuaciones teóricas, el ajustamiento solamente puede considerarse como «bueno» o «malo» en relación con las expectativas de cada investigador, que es de presumir que varían de uno a otro. Es cierto que la ley del cubo no es el mejor estimador del resultado de las elecciones en Estados Unidos entre 1928 y 1954. Una predicción basada en la regresión lineal especificada

(25) Por ejemplo, SAMUEL J. ELDERSVELD: «Polling Results and Prediction Techniques in the British Election of 1950», en POLLOCK (ed.): *British Election Studies 1950* (Ann. Arbor, 1950), págs. 54-78.

por la ecuación (VI) predice con mayor exactitud el resultado en los distritos disputados que la ley del cubo, aunque las diferencias no son de gran magnitud. Lo fundamental, sin embargo, no es que se cumpla la ley del cubo y no otra ley semejante, sino que la relación es completamente regular y que los verdaderos parámetros de la relación sean los que sean, no se alejan de los parámetros especificados por la ley del cubo. Una vez que se está de acuerdo en esto es razonable preguntarse por qué la relación se cumple y por qué el porcentaje de los votos totales obtenidos por un partido tiene la distribución aproximada, indicada anteriormente, en sistemas políticos como los de la Gran Bretaña y los Estados Unidos.

EL PROBLEMA DE LA DISTRIBUCIÓN DE LOS DISTRITOS

Al tratar de interpretar la relación entre votos y escaños en un sistema electoral bipartidista, con representación singular y mayoría simple, uno de los problemas principales es el de definir un marco de referencia para la comparación. Si uno comienza partiendo de un *standard* implícito de representación proporcional, el problema fundamental parece ser el de explicar por qué el sistema proporciona un prejuicio en favor del partido mayoritario en la amplitud en torno al 50 por 100, de modo que un aumento del 1 por 100 en la votación a favor de un partido resulta en un incremento de aproximadamente el 3 por 100 en la representación del mismo partido en la Cámara Baja (26). Mirando esto mismo de otra manera, el problema consiste en explicar por qué la varianza es tan pequeña como 0,0187. Como ha señalado Rustow, si se instituye algo parecido a la representación proporcional en un distrito de representación singular, el sistema de elección por pluralidad (mayoría simple) es virtualmente imposible (27). En consecuencia, aunque ello esté implícito en el enfoque de algunos de los estudiosos de la ley del cubo, la

(26) BUTLER tiende a operar utilizando este modelo. Ver los trabajos citados en la nota 11, *supra*.

(27) DANKWART A. RUSTOW: «Some Observations on Proportional Representation», *Journal of Politics*, vol. 12, págs. 107-127 (febrero 1950).

comparación de los resultados observados con un modelo de representación proporcional normativo tiende a no ser muy provechosa, en la medida en que uno esté interesado por formular una teoría que tenga fundamento empírico.

Por otro lado, es posible ocuparse del problema de la distribución de distritos utilizando la teoría de la muestra. Este es el método usado originariamente por Edgeworth (28) y más recientemente por Kendall y Stuart (29). Cualquiera que emplee un modelo muestral se verá sorprendido no por la pequeñez de la varianza, sino por su gran tamaño. Si los distritos fueran muestras al azar de un universo, la varianza de la proporción demócrata del voto total sería extremadamente pequeña. De hecho, en tales condiciones, si los demócratas recibieran el 51 por 100 de los votos, sería de esperar que ganaran todos los escaños de la Cámara de Representantes. Es cierto que según el teorema del límite central el muestreo por azar producirá una distribución normal, pero se necesitan otros modelos para explicar la magnitud de la varianza en este caso.

Kendall y Stuart sugieren dos modelos estocásticos diferentes que explicarían los resultados. Su primera sugerencia es un proceso de Markoff en el que existe una gran correlación entre pruebas sucesivas. Así, imagínese que se asigna a los votantes a los distritos, conforme a un esquema en el que la probabilidad de que la próxima persona asignada a un determinado distrito sea demócrata o republicana depende únicamente de que la persona asignada inmediatamente antes sea demócrata o republicana. Entonces, si la probabilidad de que un votante sea demócrata, siendo el votante previo un demócrata, es muy alta (casi 1,0) y la probabilidad de que sea republicano, si el votante previo era republicano es también muy grande (casi 1,0), la varianza observada puede explicarse. El grado de correlación entre pruebas sucesivas es, como comentan Kendall y Stuart, extremo en una medida muy improbable, conforme a este modelo. En realidad, la probabilidad de que la próxima prueba sea la misma que la precedente debe ser mayor de 0,999 tanto para los demócratas como para los republicanos.

(28) EDGEWORTH: *Op. cit.*

(29) KENDALL y STUART (1950): *Op. cit.*

Acaso tiene todavía más importancia, a la vista de los datos presentados en este trabajo, que los parámetros del modelo de Markoff, estimados utilizando los datos ingleses, no explican los datos de los Estados Unidos. Ello es consecuencia de que aunque la varianza en el caso de los Estados Unidos es aproximadamente igual a la encontrada en Inglaterra, el tamaño de los distritos electorales es alrededor de cuatro veces más grande. Todavía más, el tamaño de los distritos en Nueva Zelanda, el otro país en que se ha hecho un ajustamiento de la ley del cubo, es menor de la tercera parte del de los ingleses. La tendencia de que la varianza entre los distritos sea independiente de su tamaño sugiere que quizá el distrito *per se* es una unidad significativa y que las explicaciones de la muestra (por depender típicamente del tamaño de la muestra) deben ser modificadas, por lo menos parcialmente, con objeto de interpretar los resultados observados.

La segunda sugerencia de Kendall y Stuart se resiente menos del problema del tamaño de la muestra. Si concebimos un determinado número de poblaciones (acaso según grupos socioeconómicos más o menos identificables), tales que la probabilidad de que un votante elegido por azar sea demócrata varíe en las diferentes poblaciones y si cada una de estas poblaciones contribuye por igual al número total de votantes y si cada distrito se saca de una y sólo una de las poblaciones, entonces la varianza de los distritos será sustancialmente independiente del tamaño de los distritos (dados los tamaños de las muestras de que estamos tratando). Sin embargo, uno de los supuestos de este esquema representa otra forma del problema del tamaño de la muestra. Si suponemos que cada distrito procede de una sola población, será preciso justificar que la demografía del país y el tamaño de sus distritos están relacionados funcionalmente. Este supuesto parece poco realista, pero puede conseguirse una aproximación a él. Supóngase que identificamos grupos socioeconómicos básicos de Nueva Zelanda, Inglaterra y los Estados Unidos, considerándolos como nuestras poblaciones estadísticas. Supóngase también que la varianza de las proporciones entre estas poblaciones es la misma en los tres países. Finalmente supóngase que nosotros seleccionamos distritos de 20.000 votantes, uno a uno, de una de las poblaciones de cada país. Por este procedimiento conseguire-

mos hacer independientes la demografía del país y el tamaño de la muestra. Con objeto de obtener un resultado en el que las variaciones debidas al tamaño de la muestra sean pequeñas, únicamente será necesario imponer la condición de que, al seleccionar subdistritos sucesivos para completar un determinado distrito, la probabilidad de seleccionar de una determinada población habrá de disminuir rápidamente a medida que aumenta la diferencia entre las proporciones en la población previa y la dada. Esto quiere decir que dos selecciones sucesivas procederán ordinariamente de poblaciones muy similares y, por tanto, el efecto del aumento del tamaño de la muestra sobre la varianza será restringido.

Es evidente que este esquema de muestreo deja algo que desear como explicación del resultado. No obstante, sus supuestos no son tan improbables como para rechazarlos despectivamente. Si la ley del cubo puede ser explicada en estos términos, ciertamente merece toda consideración. De hecho, sin embargo, el segundo esquema sugerido por Kendall y Stuart puede, como máximo, proporcionar solamente una explicación parcial del fenómeno. En particular no sirve para explicar por qué la distribución de las proporciones entre las varias poblaciones es aproximadamente normal en Inglaterra y aproximadamente una curva de Poisson en los Estados Unidos. Kendall y Stuart sugieren que el esquema explicará la normalidad observada en la distribución de los distritos en la Gran Bretaña; pero esto no parece desprenderse independientemente de la distribución de las proporciones de la población. En realidad, de acuerdo con tal esquema y en grandes muestras, la distribución de las proporciones de la muestra será casi exactamente igual a la distribución de las proporciones de la población, y el esquema no especifica la distribución. En segundo lugar, el esquema de Kendall y Stuart depende, lo mismo que otros modelos muestrales, del supuesto de distritos aproximadamente iguales. No podemos esperar que los resultados de las elecciones para el Senado de los Estados Unidos sigan la ley del cubo, dado que los tamaños de los distritos senatoriales (Estados) son notoriamente diferentes. No obstante, Dahl ha presentado (30) un ajustamiento excelente de los datos de las elec-

(30) DAHL: *Op. cit.*, pág. 149.

ciones para el Senado, desde 1928 hasta 1954, con una ecuación de regresión lineal

$$y = 3,02x - 0,95 \quad (\text{VII})$$

Como puede verse comparando las ecuaciones (VII) y (IV), los resultados de las elecciones senatoriales se acercan a la aproximación a la ley del cubo. Por último, si la explicación del resultado está en la distribución geográfica de los votantes (como se desprende de la explicación muestral) no deberá haber ninguna diferencia entre la distribución de distritos según la proporción demócrata de los votos totales en las elecciones presidenciales y el voto para el Congreso en el mismo año. Sin embargo, en cada una de las cuatro elecciones sobre las cuales se cuentan con datos (1940, 1944, 1948, 1952) (31), la varianza de la distribución de las elecciones para el Congreso es significativamente mayor que la distribución comparable en las elecciones presidenciales (las razones oscilan de 1,45 a 1,65). El voto en las elecciones presidenciales es menos disperso que el voto en las elecciones para el Congreso.

A la luz de las limitaciones de nuestro conocimiento actual acerca del comportamiento político, probablemente no es realista esperar una explicación precisa de estos fenómenos hasta que no se haya realizado mucha más investigación. El máximo que vamos a intentar hacer aquí es indicar algunos de los procesos sobre los cuales existen datos empíricos y/o fundamentos razonables. En primer lugar consideraremos los aspectos empresariales del comportamiento de los partidos políticos en la organización

(31) Los datos para 1940, 1944 y 1948 se han tomado de MOOS, *op. cit.* Los datos para 1952 proceden del *Congressional Quarterly*. En el análisis sólo se consideraron los distritos disputados en las elecciones para el Congreso. Para nuestros propósitos, los datos de MOOS son incompletos en dos particulares. En primer lugar, porque no incluyó ningún Estado del Sur. Dado que muchos de los distritos del Sur son indisputados, esto no es una gran desventaja. En segundo lugar no presenta una tabulación del voto presidencial dentro de las áreas metropolitanas. Por creer que este prejuicio está relacionado sistemáticamente con la comparación analizada (y particularmente a la luz de los resultados de 1952 que incluyen los distritos metropolitanos y los disputados del Sur), ha parecido razonable creer que la relación encontrada en las muestras de 1940, 1944 y 1948 es característica de la población total de los distritos en esas elecciones.

de coaliciones. En segundo lugar consideraremos los procesos de activación y persuasión dentro de los distritos y sus efectos tanto en la probabilidad de que un votante vote, como en la probabilidad de que dé su voto a un determinado partido.

No desconozco que hay modos más elegantes de presentar las explicaciones teóricas que voy a hacer en las secciones siguientes. Indudablemente son varias las maneras como puede desarrollarse un modelo con propiedades de equilibrio consistentes con la ley del cubo. Creo que la construcción de tal modelo sería enormemente valiosa. Sin embargo, en el estado actual de nuestros conocimientos, parece mucho más urgente ocuparse en términos generales de los procesos políticos mediante los cuales pueden engendrarse distribuciones tales como las descritas anteriormente.

LAS NEGOCIACIONES DE LOS PARTIDOS

¿Es posible imaginar cuál sería la distribución de los distritos disputados si pudiésemos eliminar todos los efectos principales, salvo las negociaciones de los partidos políticos con los grupos de intereses, con objeto de formar coaliciones? Aunque esto podría ser formalizado en términos de la teoría de los juegos, no intentaremos hacerlo aquí (32). Baste notar que si los partidos políticos son «racionales», se prestarán gustosos a «pagar» más por las alianzas que les den control (esto es, más del 50 por 100 de los escaños), que por todas las demás. En general, no querrán pagar mucho por alianzas que les den escaños adicionales una vez que cuenten con la mayoría (33). Esto se verá reforzado por el hecho de que el otro partido deseará pagar más por tales escaños (y estará en posición de hacerlo). Así, pues, ambos partidos desean tener en un distrito determinado, o el 51 por 100 del voto total o ninguno. Puesto que los pagos mayores que los partidos pueden ofrecer son decisiones políticas, hay limitaciones en: a) las coaliciones que son practicables (ciertas demandas son mutua-

(32) Para la formalización de una cuestión conexas, ver L. S. SHAPLEY y MARTIN SHUBIK: «A Method for Evaluating the Distribution of Power in a Committee System», *American Political Science Review*, volumen 48, págs. 787-792 (septiembre 1954).

(33) Esta idea ha sido expresada por SCHATTSCHEIDER. E. E. SCHATTSCHEIDER: *Op. cit.*, págs. 95-96.

mente excluyentes), y b) en la precisión con la que incluso un político «racional» puede conseguir exactamente el 51 por 100 de los votos en exactamente el 51 por 100 de los distritos y ningún voto en ninguna otra parte (34).

Dando por supuestas tales presiones, es razonable anticipar que las negociaciones entre los partidos tenderán a producir un valor modal para la distribución de 0,50 con disminuciones monotónicas hacia cero a ambos lados de la moda. Además, es razonable esperar que la curva será cóncava a ambos lados de la moda, puesto que las interconexiones entre los distritos es probable que sean tales que la presión hacia 0,50 conserve la mayor parte de los distritos cercanos a tal cifra. Por la misma razón esperamos que la varianza sea pequeña.

Como ejemplo, y sin tomar los números muy seriamente, supongamos que las distribuciones resultantes de esta negociación política hacia 0,50 son las indicadas en el gráfico 5 para Inglaterra. Aquí la consideraremos como una aproximación burda de lo que sucedería si no operasen otros procesos dentro de los distritos.

LAS PRESIONES DENTRO DE LOS DISTRITOS

Imaginemos ahora cuál sería la distribución si únicamente se observaran las presiones dentro de los distritos. Podemos notar lo siguiente: a) Se mantiene corrientemente que la fuerza básica que tiende a producir la igualdad de los partidos en un distrito es algo semejante a lo que nosotros hemos llamado negociación política. Implícita en esta caracterización está la expectativa de que sin tal negociación habría una tendencia divergente. b) Las variaciones en el número de votantes tienden a estar relacionadas con la medida en que la elección está disputada y, por lo menos en los extremos, es claro que tanto los votantes

(34) Además, los políticos no se comportan completamente a la manera especificada por la teoría de los juegos. Las motivaciones personales complican los «motivos» de partido. Las coaliciones por debajo de los partidos o entre los partidos pueden ser de gran importancia. Frente a la incertidumbre de las lealtades individuales al partido, el 51 por 100 puede no ser considerado un objetivo «seguro». Todos estos factores tienden también a evitar una solución «perfectamente racional» del problema de la coalición.

de la mayoría como los de la minoría tienden a abstenerse. c) Sin embargo, los datos con que se cuenta sugieren que entre los moderados los votantes de la minoría se abstienen más que los de la mayoría (35).

Los mecanismos gemelos de la desesperación (de la minoría) y de la confianza (de la mayoría) afectan a la motivación para trabajar a favor de un partido. Si suponemos que la probabilidad de que un individuo cambie de un partido a otro es una función lineal de la presión ejercida sobre él por otros individuos para que actúe así (y que el cambio neto es función de las diferencias entre las dos presiones) y que la presión ejercida iguala al número de partidarios del partido, multiplicado por su motivación para trabajar por el partido, podemos construir un modelo que dependerá simplemente de la relación entre el tamaño de la mayoría existente, por un lado, y la desesperación de la minoría y la confianza de la mayoría, por otro. Sostendremos que es razonable suponer que las funciones de la desesperación y de la confianza son idénticas y aproximadamente logarítmicas. Con tales supuestos, la distribución tenderá a ser bimodal, virtualmente sin distritos en el punto 0,50, con un número sustancial en la amplitud moderada (esto es, entre 0,40 y 0,60) y cada vez menor número de distritos en los puntos extremos. Independientemente de la fundamentación dada aquí, tal distribución tiene (por lo menos para el autor) cierta atracción intuitiva.

Al igual que en el caso del factor de la negociación política, las frecuencias reales indicadas en el gráfico 5 no revisten particular importancia. Todo lo que se sostiene es que la forma de la curva puede esperarse que tome aproximadamente esta forma en las elecciones inglesas y americanas.

LA DISTRIBUCIÓN COMBINADA

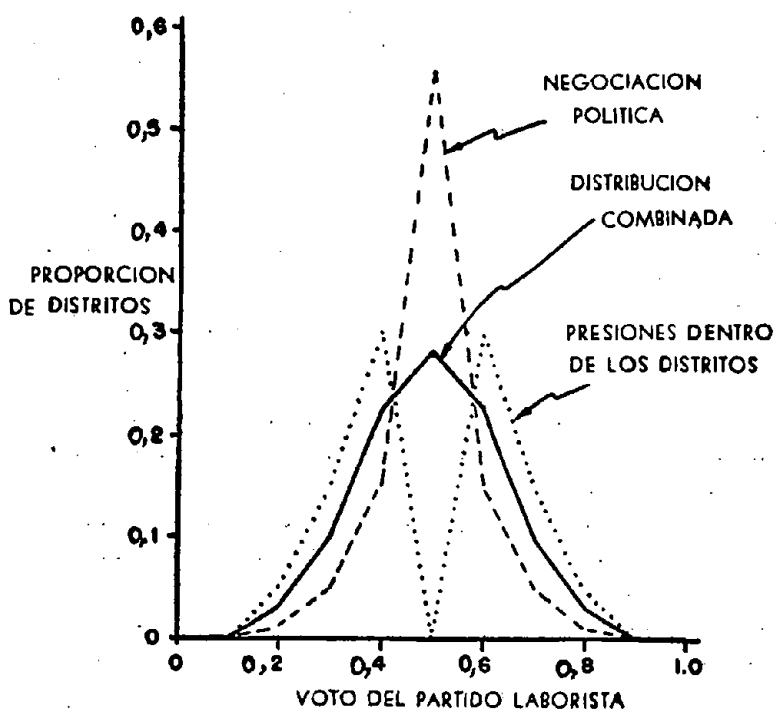
Por último, si combinamos estas dos presiones, suponiendo (arbitrariamente) igualdad de ponderaciones, engendraremos la

(35) Ver SEYMOUR M. LIPSET, PAUL F. LAZARSFELD, ALLEN H. BARTON y JUAN LINZ: «The Psychology of Voting: An Analysis of Political Behavior», en LINDZEY (Ed.): *Handbook of Social Psychology* (Cambridge, Addison and Wesley, 1954), vol. 2, págs. 1124-1175, cita a las páginas 1.146-47.

distribución combinada que aparece en el gráfico 5. Esta distribución se acerca a la normal con una varianza de 0,0187. El resultado preciso indicado en el gráfico está basado en las frecuencias, arbitrariamente escogidas, que se han usado, y tales frecuen-

GRAFICO 5

DISTRIBUCION HIPOTETICA DE LOS ESCAÑOS, COMO RESULTADO DE LOS PROCESOS DE NEGOCIACION POLITICA Y DE LAS PRESIONES DENTRO DE LOS DISTRITOS (INGLATERRA)



cias se escogieron, en parte, teniendo presente la finalidad teórica perseguida. Sin embargo, las frecuencias no dejan de ser «razonables», conforme al sentido común y a los datos disponibles; probablemente se aproximan bastante a las distribuciones verdaderas.

Mayor importancia, empero, tiene el hecho de que si usamos los mismos parámetros básicos y los aplicamos a la situación ame-

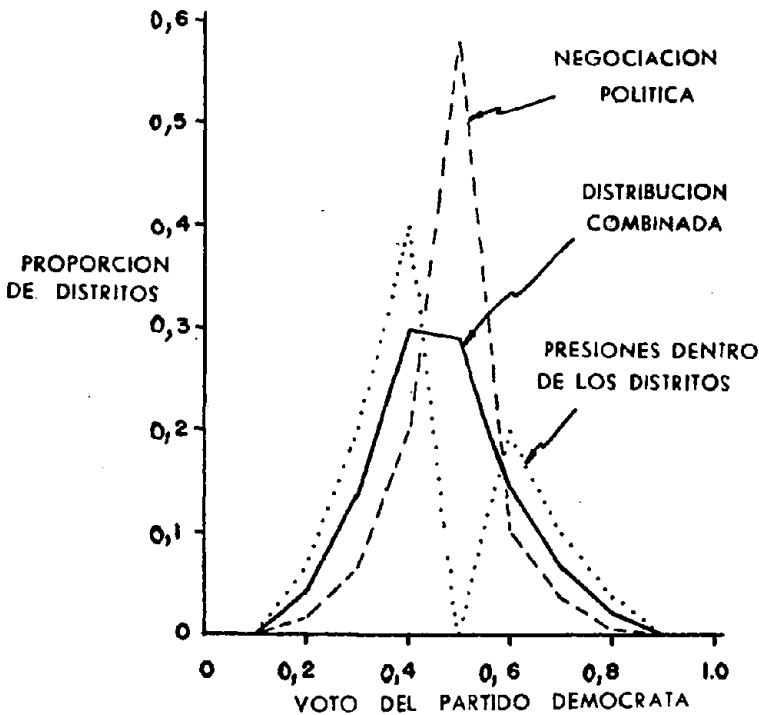
ricana, obtendremos la distribución observada en los Estados Unidos. En Inglaterra hemos supuesto que la moda y la mediana de la distribución son idénticas e iguales a 0,50. Esta es una aproximación razonable cuando los distritos no disputados se dividen igualmente entre los dos partidos, dado que entonces esperamos que los dos partidos tiendan hacia la igualdad en los escaños contestados. En los Estados Unidos, uno de los dos partidos tiene una porción mucho mayor de los escaños no disputados y, por consiguiente, necesita menos de la mitad de los escaños disputados para obtener la mayoría. En tales condiciones, esperamos que la moda sea 0,50, como antes, puesto que la competencia entre los partidos seguirá concentrada en ese punto; pero puesto que un partido (el republicano) necesita un mayor número de victorias en los escaños no contestados que el otro, la distribución no será simétrica alrededor de la moda. En el gráfico 6 se dan las distribuciones para los Estados Unidos, comparables con las dadas en el gráfico 5 para la Gran Bretaña. Se supone que la cuarta parte de los escaños los ganan los demócratas sin oposición. Esto apenas exagera la verdadera situación y es aritméticamente conveniente. Así, las frecuencias a un lado de la moda se cortan precisamente en la mitad. Nótese que, por lo demás, las distribuciones (en términos de frecuencias) son las mismas que en el gráfico 5. Esto da como resultado una distribución combinada que se aproxima mucho a la distribución observada para los distritos en los Estados Unidos. Compárese la línea sólida del gráfico 6 con las distribuciones del gráfico 4.

Aun con todas las cualificaciones propias de la imprecisión de nuestros conocimientos actuales, hay una cierta plausibilidad en una explicación hecha siguiendo las líneas aquí trazadas. No podemos pedirle más. Ofrece algunas razones en apoyo de una distribución normal de los distritos en Inglaterra y de una de Poisson en los Estados Unidos. Además, hace razonable el hecho de que la varianza entre los distritos en el voto presidencial sea significativamente menor que la varianza entre los mismos distritos electorales, en la misma elección, en el voto para el Congreso y que los datos de las elecciones para el Senado en los Estados Unidos «se ajustan» a la ley del cubo. En el caso del voto presidencial, algunos de los procesos internos del distrito se ven oscurecidos considerablemente porque el distrito no es una unidad electoral. Igualmente, la negociación política se basa en conside-

raciones estatales más que de simples distritos electorales (para el Congreso). Ambos factores operan en el sentido de hacer la varianza en el voto presidencial menor que la observada en el voto para el Congreso.

GRAFICO 6

DISTRIBUCION HIPOTETICA DE LOS ESCAÑOS , COMO RESULTADO DE LOS PROCESOS DE NEGOCIACION POLITICA Y DE LAS PRESIONES DENTRO DE LOS DISTRITOS (ESTADOS UNIDOS)



Del modelo anterior se desprende que las elecciones senatoriales se ajustan a la ley del cubo. Si consideramos a los políticos buscando apoyo con objeto de obtener una mayoría en el cuerpo legislativo, el valor de un votante es función de su control de la mayoría vencedora (36). En un sistema de distritos

(36) Ver SHAPLEY y SHUBIK: *Op. cit.*

iguales, cada votante es formalmente igual en este sentido. En un sistema de distritos desiguales, tal y como las elecciones para el Senado de los Estados Unidos, podemos especificar bloques de votantes que son iguales y un político «racional» no ofrecerá más a 100 votantes de Nueva York que lo que ofrecería a uno de Nevada, en tanto en cuanto esté intentando influir la elección de una mayoría en el Senado. Frecuentemente se mantiene que así es aproximadamente como funciona el sistema. Por tanto, los procesos delineados anteriormente deberían operar en las elecciones senatoriales lo mismo que en las elecciones para la Cámara de Representantes, y las distribuciones de los distritos electorales deberían ser aproximadamente las mismas. No obstante, si uno de los partidos se fuera a especializar en obtener el apoyo de los votantes de los Estados de escasa población (una estrategia que es perfectamente factible), la ley del cubo no se aplicaría. Lo que abstrae a un partido de tal especialización es, desde luego, el hecho de que las elecciones para el Senado son solamente una de las varias elecciones que hay que disputar, si se quiere conseguir el gobierno de la nación; y hay (en el mejor de los casos) muy escasas ventajas en la especialización en pequeños Estados, que sirvan de contrapeso a las ventajas que se desprenden de la interdependencia de las preferencias en la votación por parte de los votantes individuales.

CONCLUSIÓN

Hemos procurado aquí proporcionar una explicación de algunas de las semejanzas y diferencias entre la distribución del voto a favor de un partido en los distritos electorales de Inglaterra y los Estados Unidos y, particularmente, de dar las razones posibles del ajustamiento de la ley del cubo a tales datos. Nuestro modelo especifica parámetros aproximados para dos mecanismos fundamentales: la negociación política y la interacción dentro de los distritos. Estos parámetros aparecen consistentes con el conocimiento que actualmente poseemos de tales factores, aunque ese conocimiento no es tan preciso como para permitir poner en ellos una gran confianza. Son también consistentes con los resultados observados en Inglaterra y en los Estados Unidos. Independientemente de esto, solamente podemos decir que la can-

tividad de libertad permitida en la construcción de un modelo para explicar los datos ha sido sustancial, pero no ilimitada. Por ejemplo, después de especificar las distribuciones del gráfico 5 para la Gran Bretaña, las hemos especificado también para los Estados Unidos.

Antes de decir nada más acerca de este modelo aproximado, es preciso hacer pruebas adicionales en otros sistemas electorales. De singular utilidad resultarían otras pruebas en sistemas en los que las necesidades electorales son diferentes para ambos partidos. Las legislaturas estatales y provinciales en los Estados Unidos, Canadá y Australia, proporcionan fuentes posibles de datos para tales pruebas; aunque puede tropezarse con algunos problemas en cuanto a los requisitos de sistema de dos partidos (37) y representación singular (38). Otra fuente posible de datos es el voto en las organizaciones no gubernamentales. Los procesos anteriormente especificados no se restringen a las instituciones gubernamentales y la prueba de las hipótesis aquí sugeridas, en otras instituciones representativas, es perfectamente posible (39).

JAMES G. MARCH

Del Instituto Carnegie
de Tecnología

(Traducción de SALUSTIANO DEL CAMPO.)

R É S U M É

Cet article essaye d'expliquer quelques unes des ressemblances et des différences qui existent dans la distribution des votes

(37) Ver JOSEPH A. SCHLESINGER: «A Two-Dimensional Scheme for Classifying the States According to Degree of Inter-Party Competition», *American Political Science Review*, vol. 49, págs. 1120-1128 (diciembre 1955); AUSTIN RANNEY y WILLMORE KENDALL: «The American Party Systems», *American Political Science Review*, vol. 48, págs. 477-485 (junio 1954).

(38) Ver MAURICE KLAIN: «A New Look at the Constituencies; the Need for a Recount and a Reappraisal», *American Political Science Review*, vol. 49, págs. 1105-1119 (diciembre 1955).

(39) Por ejemplo, JAMES S. COLEMAN (antes de Chicago y ahora de JOHN HOPKINS) ha estado considerando recientemente la distribución de votos en los locales de sindicatos de un Sindicato con un sistema de dos partidos muy bien desarrollado.

entre les partis dans les districts des Etats Unis et de la Grande Bretagne et, particulièrement de donner des raisons pour l'emploi adéquat et approximatif de la loi du cube à ces renseignements. On a projeté un modèle à base de deux paramètres pas trop perfectionnés ayant pour base deux mécanismes: la négociation politique et l'action réciproque dans les Districts. Ces paramètres ont l'air d'être d'accord avec les connaissances actuelles relatives à ces facteurs, bien qu'ils ne soient pas assez précis pour avoir trop de confiance en eux. Ils sont aussi d'accord avec les résultats observés en Grande Bretagne et aux Etats Unis.

Avant d'en dire plus sur ce modèle, des preuves supplémentaires dans d'autres systèmes électoraux sont indispensables. Des observations postérieures dans des systèmes dont les nécessités électorales sont différentes pour les deux partis seraient particulièrement fructueuses. Les Corps Législatifs des états et des provinces des Etats Unis, du Canada et de l'Australie nous fournissent des références possibles pour de telles études, bien que l'on puisse rencontrer quelques difficultés à réunir les éléments de base qui correspondent à un système bipartite et à une distribution par districts uninominaux. Les votations dans les organisations non gouvernementales sont une autre source possible de références.

S U M M A R Y

This paper attempts to provide an explanation for some of the similarities and differences between the distribution of party vote in constituencies in the United States and Great Britain and particularly to provide possible reasons for the approximate fit of the cube law to those data. A model is worked out specifying rough parameters for two underlying mechanisms: political negotiation and intra-constituency interaction. These parameters appear to be consistent with present knowledge concerning such factors, although that knowledge is scarcely so precise as to permit great confidence in them. They are also consistent with the observed results in Great Britain and the United States.

Before anything more can be said about the present rough model, additional testing in other electoral systems is indicated. Par-

particularly fruitful would be further tests in systems in which the electoral necessities are different for the two parties. State and provincial legislatures in the United States, Canada and Australia provide possible sources of data for such tests; although there may be some problems in meeting the two-party and single-member constituency prerequisites. Another possible source of data is voting in non-governmental organizations.

