

Voto instrumental y elecciones legislativas: la experiencia española* (1977-1996)
Octubre, 1997

Enrique García Viñuela
Universidad Complutense
Marta Guijarro Garvi
Pablo Vázquez Vega
Universidad de Cantabria

(*) Agradecemos a Almudena Lara y a Pedro Landeras la valiosa ayuda que nos prestaron en la preparación de la base estadística de este trabajo.

1. Introducción

Votar en unas elecciones es la forma más extendida de participación política. De acuerdo con la hipótesis de comportamiento formulada por Downs (1957) un individuo vota si el beneficio diferencial esperado de que gane las elecciones su partido preferido supera los costes de participar en la votación. Este artículo representa un intento de averiguar el peso que tienen algunos factores que afectan a la eficacia del voto individual y a los costes de votar sobre los cambios en el nivel de participación electoral.

Nuestro modelo utiliza datos agregados por distrito electoral y es similar a los de Barzel y Silberberg (1973) y Durden y Gaynor (1987). Nuestros resultados son, sin embargo, muy diferentes de los suyos. Lo que nosotros obtenemos es una refutación clara de las implicaciones observables de la teoría instrumental del voto que forman parte de la ecuación de regresión.

La estructura del artículo es la siguiente: En primer lugar exponemos el soporte teórico de las variables que incluimos en el modelo de regresión. A continuación presentamos la base empírica utilizada para contrastarlo, que está referida a las siete elecciones legislativas celebradas en España desde la restauración de la democracia a mediados de los años 70. En el resto de los apartados comentamos los resultados de las estimaciones.

2. El modelo

De acuerdo con la hipótesis de Downs (1957), el voto puede interpretarse como un acto racional que se toma en el margen. El individuo decide si acude o no a las urnas después de comparar los costes y beneficios esperados de participar en la votación.

El cálculo del votante racional puede expresarse por la siguiente ecuación de comportamiento:

$$R = PB - C \quad [1]$$

Donde

R es el rendimiento neto de la votación en términos de utilidad.

B es el diferencial neto de bienestar que el votante consigue durante la legislatura cuando gana las elecciones el partido por el que vota.

P representa la eficacia del voto individual percibida por el votante; esto es, la probabilidad de que el votante decida con su voto el partido que va a gobernar.

C son los costes de votar, que incluyen costes de información, de toma de decisiones y de desplazamiento al colegio electoral para depositar el voto en la urna.

El votante para el que se formula la ecuación [1] es prospectivo (B es el bienestar diferencial anticipado durante la próxima legislatura) y egotrópico (porque utiliza el voto como un instrumento maximizador de su propia utilidad).

La ecuación [1] predice que, en condiciones *ceteris paribus*:

(i) cuanto mayor sea la eficacia marginal del voto, más alto cabe esperar también que sea el nivel de participación electoral.

- (ii) cuanto menores sean los costes de votar, mayor tenderá a ser la participación en las votaciones; y,
- (iii) si el principal coste de votar es el valor real del tiempo empleado en desplazarse al colegio electoral, la participación en las votaciones tendría que variar inversamente con el nivel de renta.

Como B, P y C no son observables, utilizamos variables de aproximación para tratar de medir el efecto que tienen sobre la participación electoral distintas circunstancias que afectan a los costes y rendimientos de votar. Para contrastar las predicciones de la teoría instrumental del voto, proponemos el siguiente modelo de regresión:

$$Y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + b_4x_4 + b_5x_5 + u \quad [2]$$

Donde

Y es la participación electoral en el distrito (provincia), medida por el porcentaje de votantes respecto al censo electoral provincial.

x_1 es la renta provincial por habitante, expresada como porcentaje de la media nacional.

x_2 es el tamaño del electorado, medido por el censo electoral provincial;

x_3 es el margen electoral en el distrito o diferencia de votos entre los partidos más votados en la provincia (medido *ex post*);

x_4 es el porcentaje de paro en el censo electoral del distrito;

x_5 es el porcentaje de pensiones en el censo electoral provincial; y,

u es un término de error aleatorio.

Tenemos por tanto una ecuación de regresión lineal que podemos estimar por mínimos cuadrados ordinarios.

a) Nivel de renta

La relación entre nivel de renta y participación política ha sido ampliamente debatida, aunque no suficientemente aclarada desde el punto de vista teórico.

Downs (1957) sostuvo que los votantes con renta alta participarían más en política, porque tenían mayor capacidad para soportar los costes de la votación. Frey (1971) argumentó, por el contrario, que los costes de oportunidad eran mayores para los individuos con rentas altas, por lo que habría que esperar que participasen menos en las votaciones. Frey puso también de relieve que los individuos con rentas altas, por su preparación y la clase de trabajo que realizan, pueden ser más productivos en el desempeño de actividades políticas que los de rentas bajas. Es decir, el mayor coste de oportunidad de los votantes de rentas altas podría ser compensado por su mayor facilidad para las actividades políticas (lo que probablemente se traduciría en menores costes de información y de toma de decisiones).

El problema que presenta la posición de Frey es que no permite predecir el signo de b_1 , ya que el efecto del nivel de renta sobre la participación política puede ir en cualquier dirección. Por otra parte, como mantienen Jones y Cullis (1986), el argumento de la productividad de Frey es menos relevante para las votaciones que para otras formas de participación política, como por ejemplo la creación de grupos de presión.

Nuestro punto de vista es que si el principal coste de votar es valor del tiempo empleado en desplazarse al colegio electoral, el coste de oportunidad de participar en las

votaciones aumenta con el nivel de renta, por lo que, si la ecuación [1] predice adecuadamente el comportamiento, observaríamos un $b_3 < 0$.

b) Tamaño del electorado

El votante racional sabe que en una decisión colectiva como son las elecciones legislativas, su voto es uno entre millones, por lo que para decidir si le conviene votar tienen que tener en cuenta la probabilidad de influir sobre el resultado. En términos de la ecuación [1], el votante tiene que estimar la probabilidad P de obtener con su participación en las urnas el diferencial de utilidad durante la legislatura. Barzel y Silberberg (1973) utilizaron el tamaño del distrito y el margen electoral como variables de aproximación de la probabilidad del votante individual de influir sobre las elecciones.

En las elecciones legislativas españolas, los electores votan a los 350 representantes que forman el Congreso de los Diputados. La adscripción de escaños es proporcional (corregida por la regla d'Hont) y el partido que consigue más diputados es el encargado de formar gobierno.

Con este sistema el votante individual influye sobre los resultados a través de la elección de los representantes en cada una de las 52 circunscripciones electorales. Los votos que necesita un candidato al Congreso por un distrito grande (como Madrid, por ejemplo) para obtener un escaño de diputado son seis o siete veces más numerosos que los que tienen que conseguir el candidato que se presenta por un distrito pequeño (como Ceuta o Soria).

La probabilidad que tiene el votante de un distrito pequeño de influir con su voto sobre el resultado electoral es, por tanto, mayor que la de un distrito grande. Así pues, si los votantes se comportan como supone la teoría instrumental del voto, el coeficiente que relaciona el tamaño del distrito con el nivel de participación electoral en la ecuación de regresión tendría que tener signo negativo: $b_3 < 0$.

c) Margen electoral en el distrito

La probabilidad de que un votante resulte crítico en unas elecciones generales depende de dos factores. El primero es que el elector sea determinante en su distrito, de manera que el partido por el que vota consiga un escaño más. El segundo es que ese escaño adicional permita al partido obtener una mayoría de diputados en el Parlamento. Cuanto menor sea el margen electoral en el distrito, mayor será *ceteris paribus*, la eficacia marginal del voto.

La medida del margen electoral que usamos es la diferencia absoluta de votos entre el partido más votado en el distrito y el siguiente. Con esta medida queremos evitar la correlación espúria señalada por Cox (1984) entre la participación electoral y el margen de victoria del partido ganador cuando éste se expresa como porcentaje de los votos emitidos.

El margen electoral lo medimos por la diferencia entre el número de votos, obtenidos en el distrito por los dos partidos más votados. Utilizamos esta medida *ex post* del margen de votos por razones de homogeneidad, ya que también usamos datos agregados para el resto de variables que forman parte de la ecuación de regresión.

Como la variable teórica relevante es el margen de votos *ex ante* percibido por el elector, la utilización de una medida *ex post* descansa sobre el supuesto que los pronósticos de los votantes sobre el margen electoral son acertados en promedio, es decir, que los votantes estiman el margen sin sesgo.

Una implicación de la teoría económica de las votaciones es que un estrechamiento del margen de votos entre los partidos en cabeza en el distrito, incentiva la participación, al aumentar la probabilidad de influir sobre el resultado electoral. Cabe esperar entonces que $b_3 <$

0.

d) Parados y pensionistas

Parados y pensionistas tienen menores costes de oportunidad para participar en las votaciones que otros grupos que forman parte de la población ocupada; y además, son más dependientes de las transferencias del sector público. Ambos factores inducen a esperar una relación positiva entre el peso de cada uno de estos grupos en el censo electoral y el nivel de participación en las elecciones: $b_1 > 0$, $b_2 > 0$.

3. La base empírica

Los datos electorales corresponden a siete elecciones legislativas celebradas en España entre 1977 y 1996. Proceden del Ministerio del Interior y están agregados por distritos electorales, que en las elecciones generales son las provincias.

El porcentaje de pensionistas lo hemos obtenido dividiendo el número de total de pensiones vigentes en las provincias a 31 de diciembre de cada año electoral entre el censo electoral provincial de cada año. El número de pensiones procede de las series publicadas por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.

El porcentaje de parados en el censo electoral lo hemos calculado utilizando la distribución por provincias del paro estimado por la Encuesta de Población Activa, que elabora el Instituto Nacional de Estadística.

La medida de la renta provincial que utilizamos es la renta interior bruta por habitante de las estadísticas que elabora y publica el Banco Bilbao Vizcaya desde 1955. Cuando para algún año electoral no disponíamos de este dato, hemos usado el del año natural más próximo (anterior o posterior) al de la celebración de las elecciones.

Una limitación general que tiene nuestro trabajo deriva de que la teoría económica del voto es una hipótesis sobre el comportamiento individual. Los datos con los que contrastamos sus predicciones son, sin embargo, datos agregados por distrito electoral. Esto presenta un problema particular en el caso de la renta cuando sus valores están muy dispersos en torno a la media provincial.

4. Resultados

En el Cuadro 1 figuran los resultados de la estimación del modelo de regresión para cada una de las siete elecciones generales celebradas en España entre 1977 y 1996. La información que contiene el cuadro supone, a nuestro juicio, un rechazo contundente de las predicciones de la teoría instrumental del voto incorporadas a la ecuación [2].

Como muestran los coeficientes de la regresión, el modelo no predice bien la dirección de los efectos que tiene un cambio en las variables exógenas sobre el nivel de participación electoral. De los 35 coeficientes estimados sólo 19 tienen el signo esperado y, de estos, sólo 4 alcanzan significación estadística al nivel del 10%. En conjunto 32 de los 35 coeficientes son indistinguibles de cero (influencia nula de la variable) en intervalos de confianza del 95 por ciento.

Algunos de los coeficientes estimados son de magnitud trivial, como los que aparecen en la segunda y tercera fila del cuadro número 1. Esto es un reflejo de la escasa eficacia del voto individual. Pero hay que tener en cuenta que se debe también a la diferencia de las

unidades en la que se mide por una parte la participación en las votaciones (porcentajes) y por otra el margen electoral y el tamaño del distrito (número de votos, que en el caso típico son decenas de mil o cientos de miles).

En nuestra estimación existen además pruebas abundantes de la inestabilidad de los parámetros, como son el cambio de signo de los coeficientes de unos años electorales a otros, que los coeficientes de una misma variable sean significativos tanto con signo positivo como negativo y que las magnitudes de algunos coeficientes oscilen ampliamente, como por ejemplo, los que se refieren a los porcentajes de parados y pensionistas en el censo electoral. Esta inestabilidad de los coeficientes nos ha hecho desistir del proyecto de estimar un modelo de regresión conjuntamente para las siete elecciones.

El poder explicativo de las variables del modelo sobre el nivel de participación es bajo. El porcentaje de la varianza explicada por los regresores no alcanzan el 30 por ciento en el mejor de los casos. En dos elecciones (las de 1989 y 1996) el R^2 es inferior al 12 por ciento y en otras dos (las de 1989 y 1993) está por debajo del 7 por ciento. Además de su escasa magnitud, la varianza explicada es decreciente en el tiempo. El modelo funciona mejor en las tres primeras elecciones que en las restantes. Este comportamiento es también desfavorable, porque si el voto fuera instrumental, el modelo tendría que mejorar su capacidad predictiva con el transcurso del tiempo, debido al efecto aprendizaje. La evolución del estadístico F en la última fila del cuadro número 1 muestra la pérdida de significación global de la regresión desde las elecciones de 1982.

Una causa del bajo R^2 puede ser que el modelo de regresión no esté bien especificado. Por si este fuera el problema, hemos probado con una relación no lineal, tomando los logaritmos de las variables para estimar los coeficientes de regresión. Como puede comprobarse en el cuadro número 2, la forma funcional que corresponde a la regresión logarítmica se ajusta mejor a los datos que la que postulaba una relación lineal entre las variables. De los 35 coeficientes estimados, 23 tienen el signo esperado. La ganancia de significación estadística es, sin embargo, escasa y concentrada en la variable que representa el porcentaje de pensiones en el censo electoral. Pero los resultados, aunque mejoran algo, siguen siendo pobres también con esta especificación funcional.

Una explicación del decrecimiento en el tiempo del porcentaje de la varianza explicada por los regresores compatible con la teoría instrumental del voto, podría ser el aumento de la abstención que cabe esperar en una democracia en la que los partidos convergen hacia el centro, como ha ocurrido en España. Una evolución de este tipo reduce el diferencial de bienestar entre los partidos (el valor de B en la ecuación [1]), aumentando la *abstención por indiferencia* entre los votantes centristas, y también la *abstención por alienación* entre los votantes situados en los extremos del espacio político, que ven crecer la distancia que les separa de los partidos viables más cercanos. La evolución de las tasas de participación electoral en España muestra, sin embargo, que el proceso de convergencia de los partidos políticos hacia el centro no ha estado acompañado de un aumento de la abstención. La participación electoral media durante las siete elecciones generales ha sido alta (74,4 por ciento). La desviación típica baja (4,5) y no se aprecia ninguna tendencia temporal decreciente.

Existen otras implicaciones de la teoría económica del voto, que incorporadas a la ecuación de regresión, podrían mejorar el porcentaje de la varianza explicada. Una de las variables, que podrían incluirse en la ecuación [2], es la simultaneidad de las convocatorias electorales, para aislar el efecto que ejerce sobre el nivel de participación el hecho de que las elecciones generales se celebren el mismo día que las autonómicas o las municipales. La lógica de incluir esta variable es clara desde una perspectiva instrumental, ya que cuando dos o mas

elecciones coinciden, los costes de votar se reducen. Hemos tenido que renunciar a incorporar esta variable porque sólo en un caso (las autonómicas andaluzas de 1996) coincidieron las convocatorias electorales.

No sería imposible encontrar otras variables que influyan sobre los costes y beneficios de votar y que pudieran ser incluidas en la ecuación de regresión. No lo hemos hecho porque nuestro propósito ha sido contrastar sólo aquellas implicaciones de la teoría que nos parecían más relevantes.

5. Conclusiones

Los intentos de contrastar la teoría instrumental del voto utilizando datos agregados, han producido hasta el momento resultados contradictorios. Algunos modelos de la teoría han sido corroborados por la base empírica, como los de Barzel y Silberberg (1973), Silberman y Durden (1975), Chapman y Palda (1983) y Durden y Gaynor (1987). Otros modelos, por el contrario, se han revelado incompatibles con los datos, como los de Foster (1984), Darvish y Rosenberg (1988) y Matsusaka (1993).

En esta misma línea, los resultados que nosotros hemos obtenido no muestran que exista una relación sistemática entre el nivel de participación electoral y las variables que utilizamos para medir por aproximación los cambios en los costes y beneficios de votar. De acuerdo con nuestros resultados, el voto sigue siendo una paradoja para la teoría que los interpreta como una conducta racional.

Un factor que a nuestro juicio puede contribuir a los malos resultados obtenidos por los modelos instrumentales del voto en las elecciones legislativas de países como Israel (Darvish, y Rosenberg, 1988) y España, es el sistema electoral. Lo que se entiende por influir sobre el resultado de las elecciones depende en parte del sistema por el que se asignan votos a escaños. Con un sistema de representación proporcional, el votante cuenta con una probabilidad más alta de generar representación que en un sistema de recuento mayoritario, en el que el voto que no va al candidato ganador es un voto perdido. Además, con un sistema proporcional se puede influir sobre la formación de gobierno votando por partidos distintos de los dos más votados a nivel nacional, cuando el resultado de las elecciones haga necesario (como es frecuente) un gobierno de coalición.

Cuadro 1: Resultados de la estimación del modelo de regresión

	1977	1979	1982	1986	1989	1993	1996
Renta	0.0350	-0.0025	0.1119*	0.0533	-0.0111	-0.0536	-0.0736
	(0.66)	(-0.03)	(2.28)	(1.16)	(-0.12)	(-0.96)	(-1.38)
Tamaño distrito	1.1×10^{-6}	1.3×10^{-6}	$-7.8 \times 10^{-6+}$	-3.1×10^{-6}	-3.5×10^{-6}	1.2×10^{-6}	2.1×10^{-7}
	(0.53)	(0.65)	(-1.89)	(-1.36)	(-0.14)	(0.69)	(0.08)
Margen electoral	$-5.6 \times 10^{-5*}$	$6.2 \times 10^{-5*}$	$3.6 \times 10^{-5+}$	3.2×10^{-5}	3.7×10^{-5}	1.8×10^{-6}	1.1×10^{-5}
	(-2.44)	(-2.41)	(1.90)	(1.50)	(1.31)	(0.09)	(0.54)
Paro	0.2564	0.2572	0.3450	0.0503	-0.9138 ⁺	-0.2065	-0.0600
	(0.41)	(0.42)	(0.71)	(0.13)	(-1.78)	(-0.61)	(-0.16)
Pensiones	0.6751^+	0.9117	0.3330	0.0840	-0.1155	0.0753	0.2346
	(1.69)	(1.58)	(1.14)	(0.36)	(-0.26)	(0.33)	(1.09)
N	52	52	52	52	52	52	52
R²	0.270	0.216	0.193	0.065	0.112	0.048	0.119
F	3.404	2.533	2.197	0.645	1.159	0.466	1.245

Notas: Por columnas figuran los resultados de la estimación de la ecuación [2] para cada una de las siete elecciones legislativas celebradas en España entre 1977 y 1996. Las cifras entre paréntesis corresponden a los valores de la t de Student. Los símbolos (+), (*), y (**), indican que el coeficiente es significativo al 10, 5, y 1 por ciento respectivamente. N es el número de observaciones de cada variable. Los grados de libertad de F son (5,46).

Cuadro 2 : Resultados de estimación de la regresión con logaritmos de las variables

	1977	1979	1982	1986	1989	1993	1996
Renta	0.0362	-0.0347	0.1034 ⁺	0.0761	0.0241	-0.0485	-0.0672
	(0.51)	(-0.30)	(1.88)	(1.22)	(0.13)	(-0.77)	(-1.19)
Tamaño distrito	-0.0186	-0.0096	-0.0242	-0.0158	0.0309	0.0204	0.0160
	(-1.13)	(-0.51)	(-1.13)	(-0.64)	(0.63)	(1.36)	(1.08)
Margen electoral	-0.0059	0.0178	0.0071	0.0094	-0.0019	-0.0049	0.0017
	(-0.52)	(-1.60)	(0.70)	(0.73)	(-0.06)	(-0.57)	(0.17)
Paro	0.0185	0.0249	0.0781 ⁺	0.0509	-0.0447	-0.0069	0.0087
	(0.85)	(0.79)	(1.87)	(1.20)	(-0.46)	(-0.14)	(0.19)
Pensiones	0.1275 ^{**}	0.1594 [*]	0.1333 ⁺	0.0344	0.1068	0.0773	0.1214 [*]
	(2.55)	(1.97)	(1.79)	(0.88)	(0.49)	(1.13)	(2.00)
N	52	52	52	52	52	52	52
R²	0.280	0.228	0.173	0.062	0.050	0.105	0.205
F	3.572	2.721	1.926	0.605	0.482	1.075	2.370

Notas: Las columnas muestran los resultados de la estimación de la regresión, tomando logaritmos de todas las variables, para cada una de las elecciones legislativas. Para el resto de las notas, ver el Cuadro 1.

-
1. En las elecciones de 1996 cada candidato del Partido Popular (PP) por Madrid necesitó 96.617 votos para obtener el acta de diputado. Un candidato del mismo partido necesitó sólo 13.788 votos en Ceuta y 16.280 en Soria. El escaño más barato en la reciente historia democrática lo consiguió la Unión del Centro Democrático (UCD) en las elecciones de 1977 en Ceuta, donde obtuvo el único escaño del distrito por 8.808 votos.
 2. En las elecciones de 1986 el Partido Socialista (PSOE) obtuvo en la provincia de Palencia un escaño más que la coalición de centro-derecha (AP-PDP-PL) por sólo 41 votos de diferencia. Con 44.952 votos el PSOE obtuvo dos diputados mientras que 44.311 la coalición AP-PDP-PL sólo consiguió uno.
 3. Según Cox (1984) la causa de la correlación espúria reside en que los votos emitidos figuran en el numerador de la variable dependiente (Y), y en denominador de la independiente (x_2), cuando ésta se mide como porcentaje de los votos emitidos. En este caso, si algo aumenta Y reduce x_2 *ceteris paribus*.

Referencias

BARZEL, Y. y SILBERBERG, E. (1973) *Is the act of voting rational?* Public Choice 16.

CHAPMAN, R.G. y PALDA, K.G. (1983) *Electoral turnout in rational voting and consumption perspectives*, Journal of Consumer Research 9.

COX, G.W. (1988) *Closeness and Turnout: a methodological note*, Journal of Politics 50.

DARVISH, T. y ROSENBERG, J. (1988) *The Economic Model of Voter Participation: a further test*, Public Choice 56.

DOWNS, A. (1957) *An Economic Theory of Democracy* Harper and Row, Nueva York, 1957

DURDEN, G.C. y GAYNOR, P. (1987) *The Rational Behavior Theory of Voting Participation: Evidence from the 1970 and 1982 Elections*, Public Choice 53.

FOSTER, C.B. (1984) *The Performance of Rational Voter Models in Recent Presidential Elections*, American Political Science Review 78.

FREY, B.S. (1971) *Why do High Income People Participate more in Politics?* Public Choice 11.

JONES, P.R. y CULLIS, J.G. (1986) *Is Democracy Regressive? A Comment on Political Participation*, Public Choice 51.

MATSUSAKA, J.G. (1993) *Election Closeness and voter turnout: Evidence from California Ballot Propositions*, Public Choice 76.

SILBERMAN, J. y DURDEN, G. (1975) The Rational Behavior Theory of Voter Participation: the Evidence from Congressional Elections Public Choice 23.