

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

***Economic Voting* y Elecciones Generales en España: Un
Análisis con Datos de Panel, 1982-1996**

**Ignacio Lago Peñas
Santiago Lago Peñas**

EEE 75



FEDEA

Fundación de Estudios de Economía Aplicada

<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

ECONOMIC VOTING Y ELECCIONES GENERALES EN ESPAÑA: UN ANÁLISIS CON DATOS DE PANEL, 1982-1996

IGNACIO LAGO PEÑAS (1)
SANTIAGO LAGO PEÑAS (2)

(1) Fundación Juan March. Departamento de Sociología y Ciencia Política y de la Administración. Universidad de Santiago de Compostela.

(2) Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Santiago de Compostela.

Departamento de Economía Aplicada
Facultad de CC. Económicas y Empresariales
Universidad de Santiago de Compostela
Avda. Juan XXIII, s/n
15704 Santiago de Compostela
e-mail: easlago@usc.es

Resumen: Siguiendo las premisas de la *incumbency-oriented hypothesis*, este artículo estudia el impacto de las condiciones económicas agregadas sobre las preferencias políticas del electorado español en las cinco elecciones generales celebradas en el período 1982-1996. Los resultados de nuestro análisis sugieren que las consideraciones económicas no desempeñan un papel importante para los electores españoles.

Palabras clave: Comportamiento electoral, elecciones, *incumbency-oriented hypothesis*, partidos políticos.

Abstract: Following the *incumbency-oriented economic voting hypothesis*, this paper studies the impact of aggregate economic conditions upon the political preferences of the Spanish electorate in the five general elections hold in the period 1982-1996. Our findings suggest that economic considerations do not play an important role for spanish electors.

Key words: Electoral behaviour, elections, *incumbency-oriented hypothesis*, political parties.

I. INTRODUCCIÓN¹

La revolución metodológica que supuso para la ciencia política la recuperación del diálogo con la ciencia económica en los años sesenta, tras siete décadas de separación de agendas de investigación y técnicas de análisis (Miller, 1997), ha posibilitado un vigoroso desarrollo de los estudios sobre la relación entre las condiciones económicas y la popularidad de los partidos y líderes políticos. En efecto, desde los artículos seminales de Mueller (1970), Goodhart y Bhansali (1970) y Kramer (1971), los estudios sobre el *economic voting* han sido muy cultivados en la ciencia política americana y europea. No obstante, en España su expansión resulta más bien limitada: el tardío reconocimiento disciplinar de la politología y el todavía reducido tamaño de la comunidad de especialistas, su débil institucionalización, la deficiente calidad de los datos oficiales, la relativa modernidad del comportamiento electoral de los españoles o la profusión de convocatorias electorales de diferente carácter territorial desde la reinstauración de la democracia, han dificultado su consolidación (Montero y Pallarés, 1992: 10-16).

Las investigaciones acerca del impacto de las condiciones económicas sobre las preferencias políticas de los electorados aparecen guiadas en la literatura por dos grandes hipótesis: la *incumbency-oriented hypothesis*, que sigue los planteamientos clásicos formulados por Downs (1957), y la *policy-oriented hypothesis*, que encuentra en la crítica de Hibbs (1977) a la

¹ Agradecemos los comentarios de de Marta Fraile, Ramón Máiz, Guillermo Márquez, José Ramón Montero y Andrés Santana. La responsabilidad de cualquier error u omisión es no obstante sólo nuestra.

aproximación downsiana su formulación inicial (Çarkoglu, 1995; Kiewiet, 1983). La primera de ellas resulta la más sencilla y extendida: las condiciones económicas ejercen un efecto uniforme sobre el respaldo electoral de los partidos responsables de las mismas. Es decir, los votantes no tienen en cuenta la ideología del gobierno cuando evalúan los resultados económicos de su gestión. La prosperidad económica aparece de este modo asociada a un aumento del respaldo electoral del partido de gobierno en los comicios siguientes. Por el contrario, una coyuntura económica desfavorable le penalizaría electoralmente en favor de la oposición.

De forma más general, esta hipótesis se puede enriquecer con la inclusión de variables explicativas de carácter presupuestario. Las razones para esta ampliación son varias. En primer lugar, la dinámica del empleo, la renta y los precios —indicadores habituales para caracterizar las coyunturas económicas— depende sólo parcialmente de la gestión de los gobiernos. Y ello es más cierto aun al referirse a los niveles organizativos subcentrales. En este sentido, las variables presupuestarias son susceptibles de un control más directo por parte de los ejecutivos y están sujetas a evaluación por parte de los votantes. La utilización electoralista de los recursos públicos, que bien pudiera responder a una pauta cíclica regida por el calendario electoral y/o la orientación ideológica de los gobiernos, emerge entonces como una posibilidad a tener en cuenta (Alesina, Roubini y Cohen, 1997).

Por su parte, la *policy-oriented hypothesis* reconoce diferencias en las nociones manejadas por los electores acerca de la competencia y prioridades

de los partidos en la gestión de diferentes problemas económicos. Los votantes apoyarán a aquellas fuerzas políticas que consideran más capaces de resolver los problemas puntuales por los que atraviesa un país. Las diferentes situaciones económicas tendrían, por consiguiente, distintos efectos sobre los resultados electorales de los partidos según su ideología.

Dada la indisponibilidad de datos para estudiar este último caso, el presente artículo contrasta la *incumbency-oriented hypothesis* en las cinco elecciones generales celebradas en España entre 1982 y 1996². Puesto que en los sistemas multipartidistas como el español resulta muy difícil analizar la transferencia de votos del partido/s de gobierno a los de oposición, el estudio contempla tanto al partido gobernante durante esos quince años —el Partido Socialista Español (PSOE)— como a los principales partidos de la oposición — el Partido Popular (Alianza Popular en los comicios de 1982, Coalición Democrática en los de 1986 y PP desde las elecciones de 1989) y el Partido Comunista de España (PCE)/Izquierda Unida (IU) desde la convocatoria electoral de 1986—.

La investigación se estructura en tres grandes apartados. En el primero, se hace una breve descripción de la dinámica política a lo largo del período analizado. A continuación, se presenta el modelo propuesto para el análisis empírico, la definición de las variables y las fuentes estadísticas empleadas. En

²Esta indisponibilidad de datos no significa que la *policy-oriented hypothesis* no sea relevante en España. Por el contrario, para Maravall y Fraile (1998: 25 ss.) la explicación de la escasa influencia de los elevados niveles de desempleo en el apoyo electoral del partido de gobierno en nuestro país residiría precisamente en la creencia de una buena parte de la población de que ningún otro partido mejoraría el rendimiento del gobierno en esta cuestión.

el tercer epígrafe, se comentan los resultados de las estimaciones econométricas del modelo. El trabajo finaliza con un apartado de conclusiones.

II. EL APOYO ELECTORAL DE LOS PARTIDOS EN EL PERÍODO 1982-1996

En 1976 se inicia en España el período de celebración ininterrumpida de elecciones democráticas más largo conocido por los españoles. Ha sido, además, un ciclo repleto de convocatorias (Montero, 1997: 392). En los últimos veintidós años se han sucedido en España ocho referendos (tres de ámbito nacional y cinco de ámbito autonómico) y cerca de cuarenta consultas electorales: siete elecciones generales, seis municipales y cuatro al Parlamento Europeo. Tanto las Comunidades Autónomas del artículo 151 de la Constitución (excepto el País Vasco), que cuentan con capacidad de convocatoria electoral propia, como Navarra y las Comunidades de la llamada “vía normal” del artículo 143, que mantienen un proceso político-electoral coincidente en el tiempo, han celebrado cinco elecciones cada una. Euskadi y Cataluña, por su parte, suman ya seis.

Esta investigación analiza la relación entre las condiciones económicas y el apoyo electoral de los partidos políticos en las elecciones generales con datos agregados en el nivel provincial, completando así el estudio que hemos realizado sobre los procesos electorales autonómicos en España³. Tan sólo

³ Lago y Lago (1999b).

vamos a tener en cuenta las cinco elecciones que han tenido lugar desde 1982; lo que quiere decir que excluirémos los procesos electorales celebrados en 1977 y 1979.

Las razones de esta decisión son varias. En primer lugar, los estudios sobre el *economic voting* encuentran su mejor expresión en el marco de sistemas de partidos estabilizados. En el caso español, pese a la continuidad de las preferencias ideológicas de los electores españoles en todo el período —constatada por los bajos niveles de volatilidad interbloques—, esta estabilización sólo se produce tras las elecciones de 1982 (Linz y Montero, 1999; Montero y Gunther, 1995). En efecto, esta convocatoria electoral produjo un realineamiento de grandes proporciones del sistema de partidos; fenómeno que Caciagli (1984: 28) ha definido gráficamente como “cataclismo electoral”. Ningún partido occidental en el gobierno ha sufrido una derrota equiparable a la experimentada por la Unión de Centro Democrático (UCD): sus más de seis millones de votantes en 1979 quedaron reducidos a cerca de un millón y medio en 1982; su porcentaje de voto descendió del 35 al 6 por 100. Paralelamente, el crecimiento de Alianza Popular (AP) fue espectacular: logró cinco millones y medio de votos, quintuplicando respecto a 1979 su número de electores, y multiplicó por doce su representación parlamentaria, pasando de 9 a 106 escaños. El porcentaje de electores que optó por diferentes partidos respecto a la convocatoria de 1979 sobrepasó así el 40 por 100. Este profundo realineamiento alteró además la simetría relativa en cada bloque ideológico: aumentó el peso del PSOE sobre el PCE e invirtió las relaciones entre el centro-derecha y la derecha en el otro bloque (Montero, 1992: 250 ss.).

En segundo lugar, no parece razonable vincular la popularidad de los partidos políticos en la España de la transición democrática a la suerte de las condiciones económicas en aquellos momentos. Si las Cortes de 1977 eran “Constituyentes”, cuya única razón de ser era la aprobación de una Constitución, las de 1979 estuvieron decisivamente marcadas por el devenir de los acontecimientos políticos: el resultado de las elecciones de 1982 fue más bien producto de una reacción contra algunos aspectos del comportamiento de la elite de la UCD que un efecto del pésimo estado general de la economía — que poco había variado desde la anterior convocatoria electoral— o un cambio en las identificaciones ideológicas de los votantes españoles (Caciagli, 1986; Gunther, 1986).

En definitiva, los procesos electorales de 1977 y 1979 resultan observaciones atípicas o *outliers* que podrían generar errores importantes en las investigaciones sobre el *economic voting* en España, lo que aconseja su exclusión de las estimaciones econométricas.

Como ya hemos señalado, los partidos políticos que hemos seleccionado son tres: el PSOE, que ha gobernado en solitario las cuatro legislaturas —la última con el apoyo parlamentario de *Convergència i Unió* (CiU)—; el PP, principal partido de la oposición también durante las cuatro legislaturas y actual partido de gobierno; y el PCE/IU, la tercera fuerza de ámbito estatal en el conjunto de las cuatro legislaturas; si bien en las elecciones de 1982 fue superado en porcentaje de voto por la UCD y CiU, y en las de 1986 por el Centro Democrático y Social (CDS).

La inclusión de un tercer partido en el análisis encuentra su explicación en el hecho de que en períodos de crisis económica los votantes se pueden sentir inclinados a castigar a los partidos mayoritarios —en nuestro caso, el PSOE y el PP— abandonándolos en favor de otra fuerza política, si aquéllas no parecen capaces de resolver la situación de recesión económica (Kramer, 1971; Rosenstone, Behr y Lazarus, 1984; Clarke y Zuk, 1989). La exclusión de una tercera fuerza política de las estimaciones podría suponer la minusvaloración o el falseamiento de la relación entre las condiciones económicas y la popularidad de los partidos (Leithner, 1993: 341 ss.). Además, los reducidos niveles de volatilidad entre bloques ideológicos en el caso español (Linz y Montero, 1999) hacen aun más necesaria la incorporación de otras fuerzas políticas estatales, cuando menos en el espacio de la izquierda. No así en el bloque ideológico de la derecha, en donde se ha producido una progresiva concentración del voto en el Partido Popular.

III. UN MODELO PARA EL ANÁLISIS EMPÍRICO

Como punto de partida, asumimos que el conjunto de información económica —expectativas y realizaciones— relevante para los electores es el referido exclusivamente al período transcurrido desde las últimas elecciones celebradas. No obstante, es el resultado económico inmediatamente anterior a las elecciones el que más pesa en el comportamiento de los votantes, en tanto el pasado resulta fuertemente descontado. Los electores son, en definitiva, retrospectivos y miopes (Alesina, Roubini y Cohen, 1997: 15 ss.). De este

modo, la evaluación de la labor desarrollada por el gobierno *–retrospective voting–* y/o la formación de expectativas sobre la gestión económica en el futuro *–prospective voting–* resultan determinadas por las condiciones económicas preelectorales.

Siguiendo a Kirchgässner (1986), podemos expresar en tiempo continuo la función de voto colectivo al partido de gobierno como:

$$V(t_1) = V(0) \exp(-\mu t_1) + \int_0^{t_1} g(F(x(t), t)) \exp(\mu(t - t_1)) dt \quad (1)$$

donde $V(t_1)$ es el porcentaje de voto en la elección actual; $V(0)$ es el porcentaje de voto en la elección previa; $\mu \geq 0$ es la tasa de descuento político (Nordhaus, 1975:182); t es el tiempo. El ciclo electoral va desde 0 hasta t_1 . F es una función de evaluación individual de las n -variables económicas relevantes para caracterizar la coyuntura económica; función que se define para cada instante t -desde 0 hasta t_1 - y que va de R^{n+1} hasta R . Finalmente, g es una función monótona creciente mediante la que se agregan las funciones de evaluación individuales⁴. En definitiva, (1) nos dice que el resultado del partido en cada elección depende de su porcentaje de voto en los comicios anteriores –al que se aplicará la “tasa de descuento político” adecuada– y de la evolución de las

⁴En los estudios sobre el *economic voting*, la variable dependiente, ya sean resultados electorales o datos de popularidad, se define como un agregado de reacciones individuales, de modo que las argumentaciones teóricas para las conexiones en el nivel agregado implican siempre enunciados sobre el comportamiento individual. De este modo, el riesgo de incurrir en una *falacia ecológica* sólo se elude si las variables económicas que se incluyen en el modelo se conciben como *valence issues* —temas sobre los que existe un acuerdo entre el electorado— y no como *position issues* —cuestiones sobre las que existen opiniones encontradas entre el electorado—. En otras palabras, los β_i en el nivel agregado sólo son correctamente interpretables respecto al comportamiento individual si son positivos para todos los individuos. La consecuencia última de esta necesaria suposición de una reacción uniforme

variables económicas a lo largo del período, descontadas de forma similar para dar cabida a comportamientos optimizadores con memoria imperfecta.

A efectos de la estimación econométrica de los parámetros relevantes, podemos aproximarnos a la expresión (1) mediante un modelo de regresión lineal en tiempo discreto del tipo⁵:

$$V_t = \alpha + \beta V_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta x_i + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde Δx_i son las variables económicas observadas en términos dinámicos – tasas de variación– y ε_t es una perturbación aleatoria del tipo “ruido blanco”. Dado que en el ámbito espacial y para la mayoría de las variables del trabajo empírico sólo contamos con información de periodicidad anual, las tasas de crecimiento han de estar referidas cuando menos a períodos de esta longitud. De este modo, tendríamos que observar para cada período $[0, t_1]$ cuatro tasas de crecimiento anuales en cuyo coeficiente estimado aparecería recogido el efecto del descuento temporal: $\exp(\mu(t-t_1))$.

Sin embargo, a fin de evitar problemas de multicolinealidad y para no restar excesivos grados de libertad a las estimaciones, hemos optado por utilizar, sucesivamente, la variación anual media para el conjunto del período electoral –lo que implícitamente supone asumir la igualdad de los parámetros de descuento $[\exp(\mu(t-t_1))]$ - y la variación anual media para el bienio formado

de los electores frente a la suerte de una determinada variable económica no es sino la negación del carácter espacial/posicional de este tipo de estudios (Zintl, 1995: 111 ss.)

por el año electoral y el preelectoral. Estrategia que implica aceptar $\exp(\mu(t-t_1))=0$ para el resto del período inter-elecciones y, por tanto, otorgar relevancia tan sólo a lo acontecido en la última parte del período electoral.

Por otro lado, si aceptamos que, en realidad, los votantes evalúan la labor del gobierno comparando la coyuntura económica vigente con sus expectativas, la utilización directa de las tasas de variación observadas implica tener que aceptar que aquéllas son constantes en el tiempo –y, en su caso, en el espacio⁶–.

Podemos utilizar la misma especificación para el análisis del respaldo electoral a los partidos de la oposición, para los que cabría esperar el signo contrario para las variables de coyuntura económico-presupuestario, en la medida en que la alteración de los apoyos al gobierno tiene un reflejo simétrico en los apoyos a la oposición⁷.

A fin de contar con un tamaño muestral que nos permita realizar inferencias estadísticas con datos electorales y no de encuesta⁸, la unidad de

⁵Véase en este sentido el proceso seguido por el propio Kirchgässner (1986:424-426) para pasar de (1) a una especificación similar a (2).

⁶Por ejemplo, un crecimiento del PIB del 3% no será juzgado de igual forma en dos momentos del tiempo o en dos circunscripciones distintas si las expectativas apuntasen, en un caso, hacia una tasa del 2% y, en el otro, hacia el 4%. Véase, en este sentido, Strumpf y Phillipe (1999: 36).

⁷Ya que, al utilizar porcentajes de votos válidos, por construcción se cumple la igualdad $\sum_{i=1}^n v_i = 100$, donde n es el número de partidos y v_i es el porcentaje de voto logrado por el partido i -ésimo.

⁸Como es el caso de las llamadas “funciones de popularidad” (Bosch y otros, 1999),

análisis es la circunscripción electoral, que coincide con la provincia⁹. La indisponibilidad de los datos económicos sobre los distritos uninominales de Ceuta y Melilla nos ha llevado a excluirlos del estudio. Esta apuesta por la circunscripción electoral nos permite diseñar un panel regular con cinco observaciones en cada caso¹⁰.

La variable dependiente es definida como el porcentaje de voto válido de cada partido en cada una de las elecciones. La fuente de los resultados electorales es la Subdirección General de Política Interior y de Procesos Electorales del Ministerio del Interior.

La selección de las variables económicas responde a los criterios que establece Kirchgässner (1986:426). En primer lugar, los votantes deben verse afectados, directa o indirectamente, por la evolución de las mismas. En segundo lugar, los electores deben disponer de información sobre el impacto de cada factor sobre la situación económica. Por último, los votantes deben responsabilizar al gobierno de la suerte de cada variable. De este modo, los regresores que hemos incluido en el modelo son la renta, el paro y la inversión pública en infraestructuras sociales y productivas; todas ellas observadas en el ámbito provincial.

⁹Mancha (1993) sigue una estrategia similar, si bien su unidad de análisis es la Comunidad Autónoma.

¹⁰Las observaciones referentes a las tres provincias aragonesas —Huesca, Teruel y Zaragoza— en las elecciones de 1996 se han excluido de las estimaciones econométricas. El hecho de que en las últimas elecciones generales el PP concurriera en coalición con el Partido Aragonés Regionalista (PAR), cuando en la anterior convocatoria se habían presentado por separado, imposibilita la comparación entre los dos momentos.

En primer lugar, cabría esperar que el grado de popularidad de los gobiernos aumentase cuanto más favorable fuese el comportamiento de la renta; y viceversa. Por el contrario, *ceteris paribus*, un incremento de la tasa de paro debería erosionar el apoyo electoral del partido de gobierno.

Por lo que respecta a la inversión pública en infraestructuras, su dinámica es importante, en tanto influye positivamente sobre el crecimiento económico —vía efectos de demanda, vía incremento de la productividad o vía atracción de factores productivos privados (Caramés y Lago, 1999b) — y es utilizada como bien de consumo final por los ciudadanos. La inflación, una de las variables que generalmente se suelen incorporar en los estudios sobre el *economic voting*, resulta excluida de nuestros especificaciones econométricas, ya que hasta hace bien poco generaba una escasa preocupación entre la ciudadanía española (Fuentes y Alcaide, 1995).

La operacionalización de estas tres variables económicas responde a diferentes estrategias. Para la renta utilizamos las tasas de crecimiento anual medias de la renta provincial bruta para el conjunto del período (y), así como la media correspondiente al año de las elecciones y el preelectoral (y_2)¹¹. Para la inversión pública empleamos la tasa de crecimiento del *stock* neto de capital público por provincias; incluyendo tanto el acumulado por las propias Administraciones Públicas como el de las empresas públicas u organismos

¹¹Los resultados eran similares al utilizar la renta en términos per cápita, lo que se explica por la atonía que caracteriza la dinámica general y territorial de la población española en las dos últimas décadas (Caramés y Lago, 1999a).

privados —las sociedades concesionarias de autopistas¹², por ejemplo— Incorporamos tanto el capital básico o productivo (carreteras, infraestructuras hidráulica, puertos, estructuras urbanas de las Corporaciones Locales, autopistas y aeropuertos), como el social (infraestructuras sanitarias y educativas) y el resto del capital público correspondiente a las Corporaciones Locales¹³. Al igual que en el caso de la renta, utilizamos, sucesivamente, la tasa anual media para el conjunto de cada legislatura (k) y en los años electoral y preelectoral (k_2)¹⁴. Finalmente, para el desempleo tomamos la variación de la tasa de paro a lo largo de cada legislatura (u) y en los años electoral y preelectoral (u_2). El conjunto de la información estadística procede de la base de datos SOPHINET, auspiciada por la Fundación BBV¹⁵.

A diferencia de Strumpf y Philippe (1999), optamos por tener en cuenta tan sólo la evolución económica referida a cada circunscripción electoral. Aunque se podría argumentar que, a la hora de decidir su voto, los electores no sólo tendrían en cuenta la coyuntura económica de su entorno sino también la del conjunto del país, hay que considerar los problemas de multicolinealidad que podría generar la inclusión simultánea de los valores de las variables en los dos niveles.

La dinámica económica de cada una de las provincias españolas no se desvía en demasía del comportamiento promedio para el conjunto. La

¹²Véase Mas y otros (1998).

¹³Véase lo expuesto en Caramés y Lago (1999b) sobre este concepto clasificatorio utilizado por Mas y otros (1998) a modo de *cajón de sastre*.

consecuencia inmediata de ello es la elevada correlación muestral entre los valores individuales y las medias. Así, por ejemplo, el coeficiente de determinación de los valores medios para el crecimiento de la renta y la variación del paro respecto a los valores individuales es de 0,58 y 0,59, respectivamente. Sobre todo en el caso de las estimaciones referidas al PP y a IU, la multicolinealidad generada por la incorporación de los valores promedio alcanzaría niveles inaceptables (Klein, 1962).

V. RESULTADOS ECONÓMICOS

En la tabla 1 aparecen los resultados obtenidos al estimar la especificación econométrica (1). Puesto que se trata de regresiones con datos de panel, lo primero que hemos hecho ha sido contrastar la homogeneidad de coeficientes entre grupos; aplicando para ello una serie de test basados en la suma de cuadrados de los errores de los diferentes modelos (Greene, 1997). En todos los casos, se podría aceptar con claridad la igualdad de pendientes y la hipótesis de homogeneidad total. Sólo para el PSOE la igualdad de ordenadas en el origen podría ser un supuesto un tanto restrictivo. No obstante, como el valor del estadístico no resulta excesivo, y a fin de poder comparar directamente las estimaciones para los distintos partidos, hemos optado por desechar también para el PSOE el modelo de efectos específicos individuales. Advertamos, finalmente, que los estadísticos $F(i)$ se refieren siempre al modelo autorregresivo simple —sin incorporar las variables económicas—, ya que la

¹⁴Dado que la información disponible para el *stock* de capital sólo abarca en la actualidad hasta 1994, hemos extrapolado la tasa de crecimiento para dicho año al conjunto del último ciclo electoral.

corta dimensión temporal del panel imposibilita estimar el modelo completo sin restricciones paramétricas.

A continuación, y sobre el mismo modelo autorregresivo simple, hemos contrastado la hipótesis de raíz unitaria ($\beta=1$) para la variable V_t mediante el test ADF para datos de panel (Levin y Lin: 1992). Tan sólo para el PSOE, y con claridad (ADF=-13,04), podríamos rechazar la existencia de raíz unitaria. Consecuentemente, para los demás partidos hemos impuesto la restricción $\beta=1$; lo que equivale a utilizar como variable dependiente $V_t - V_{t-1} = \Delta V_t$. En cuanto al resto de las variables explicativas, podemos asumir su estacionariedad.

A la luz de las estimaciones para el coeficiente ρ^{16} y de los valores del test de autocorrelación de Breusch-Godfrey en las especificaciones con valores retardados de la variable endógena como regresores (Greene, 1997), podemos aceptar la ausencia de problemas en este sentido.

A fin de contrastar la presencia de heterocedasticidad hemos recurrido al test de White (White, 1980). Tan sólo la estimación de la columna 1 de la tabla 1 parece afectada por la misma. Con el objeto de mitigar sus efectos hemos

¹⁵ Localizada en la dirección de Internet: <http://bancoreg.fbbv.es>

¹⁶ Realizadas mediante el siguiente estimador consistente para datos de panel, donde e son los errores MCO:

$$r^* = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T e_{it} * e_{it-1}}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T e_{it}^2}$$

estimado la matriz de varianzas–covarianzas mediante el método propuesto por el propio White. Por último, y atendiendo a los resultados de la aplicación de la llamada “regla de Klein” (Klein: 1962), la correlación entre las variables económicas conlleva niveles aceptables de multicolinealidad entre los regresores.

En lo que respecta a los parámetros estimados y comenzando por el valor de la variable endógena retardada, observamos una clara diferencia entre el PSOE, por un lado, y el PP e IU, por otro. Mientras que el primero ha experimentado en promedio una tasa de descuento de cerca del 15% sobre los resultados obtenidos en las elecciones anteriores, la pérdida para los segundos habría sido nula. No obstante, este resultado debe ser matizado al tener en cuenta el valor de la constante o deriva. En efecto, tanto para el PP como para el PSOE este término es positivo y significativo. Quiere esto decir que, en realidad, la caída de los apoyos del PSOE no habría sido tan acusada como sugiere el β estimado. Si damos por válidos una constante igual a 4,08 y un $\beta=0,86$, el nivel de equilibrio (V^*) hacia el que tendería el PSOE sería $(1-0,86)V^* = 4,08 \Rightarrow V^* \approx 29$ por 100 del voto válido. Por el contrario, el PP tendería a aumentar sus apoyos en torno al 4 por 100 en promedio en cada elección. Finalmente, y puesto que para IU, $\beta=1$ y constante=0, su apoyo electoral habría tendido a mantenerse constante.

En lo que se refiere a las variables caracterizadoras de la coyuntura económica, lo primero que debemos destacar es la similitud de los resultados

que se obtienen utilizando los valores promedio para el conjunto del ciclo electoral o los referidos a la última parte del mismo.

El crecimiento de la renta bruta provincial no resulta estadísticamente significativo para el apoyo electoral del PSOE y aparece con el signo contrario en el caso de IU. Tan sólo para el PP se produce el resultado esperado. La inversión pública, por su parte, adopta un signo positivo para los tres grupos políticos, lo que también es algo sorprendente. Finalmente, la variación de la tasa de paro habría ejercido efectos contrarios a los esperados para el PSOE e IU, mientras que para el PP la estimación se ajusta a lo apuntado por la teoría.

A efectos meramente ilustrativos, hemos aplicado (2) al resto de los partidos políticos considerados conjuntamente; si bien la heterogeneidad e inestabilidad del conglomerado dificulta sobremanera la estimación paramétrica. También ahora habría que aceptar el coeficiente unitario para V_{t-1} , si bien nos encontramos con una constante negativa, indicativa del declive progresivo en el apoyo electoral del conjunto de formaciones que se integran en esta categoría y de la consiguiente concentración del voto en los principales partidos. Y todo esto probablemente como consecuencia de la sistemática adaptación del sistema de partidos al sistema electoral (Lago y Lago, 2.000). En cuanto a las variables económicas, tanto la renta como el paro muestran signos contrarios a los esperables; aunque en esta ocasión la multicolinealidad podría estar dañando la precisión de los estimadores MCO.

En definitiva, tan sólo las estimaciones correspondientes al PP responderían a lo previsible, por lo que, en conjunto, la evidencia empírica favorable a la perspectiva analítica del *economic voting* es más bien débil. Nuestros hallazgos confirman así las conclusiones de Mancha (1993: 143-151, 165-171), Maravall (1997: 95-98) y Maravall y Przeworski (1998), en el primer caso trabajando con datos agregados y en los otros dos con datos individuales. De cualquier modo, creemos perentorio profundizar en el análisis de estas cuestiones en los niveles macro y micro; tanto con datos agregados como individuales. Y ello porque la operativización de los modelos teóricos está sujeta a la imposición de numerosos supuestos sobre el comportamiento de los agentes, cuya rigidez podría ser en algunos casos excesiva¹⁷. Estamos obligados, por tanto, a investigar cómo cambian los resultados ante diferentes conjuntos de hipótesis. En este sentido, el presente trabajo ha de verse necesariamente como un esfuerzo inicial e inacabado.

¹⁷Por ejemplo, Salinas (1991) se hace eco de la posibilidad de que la incidencia de la coyuntura económica sobre el voto sea no lineal; o que pueda existir una asimetría en los efectos de coyunturas económicas favorables y desfavorables.

Tabla 1: Estimaciones econométricas de la especificación (2). España 1982-1996

	PSOE	PSOE	PSOE	PP	PP	IU	IU	Resto	Resto
Constante	4,08 (4,40)	3,18 (3,34)	3,03 (3,30)	3,91 (3,74)	3,92 (4,26)	0,27 (0,70)	0,16 (0,42)	-2,27 (-1,74)	-1,56 (-1,35)
Vt-1	0,86 (40,58)	0,84 (40,48)	0,84 (42,11)	[1]	[1]	[1]	[1]	[1]	[1]
y		0,04 (0,32)		-0,99 (-5,57)		0,32 (4,80)		0,89 (4,06)	
k		0,21 (2,38)		0,42 (3,19)		0,06 (1,19)		-0,62 (-3,74)	
u		8,86 (1,77)		9,15 (1,25)		-10,51 (-3,80)		2,17 (0,24)	
y2			0,12 (1,20)		-0,52 (-3,48)		0,24 (3,98)		0,32 (1,73)
k2			0,19 (2,19)		0,13 (1,01)		0,10 (2,06)		-0,35 (-2,18)
u2			17,98 (3,17)		45,49 (5,31)		-9,91 (-2,92)		-48,24 (-4,48)
R ²	0,903	0,908	0,910	0,269	0,291	0,277	0,218	0,185	0,173
T	200	200	200	197	197	200	200	197	197
W	$\chi^2_1=4,1$	$\chi^2_7=4,5$		$\chi^2_8=8,4$		$\chi^2_8=13,3$		$\chi^2_8=10,8$	
F(1)	F _{49,149} =2,05			F _{49,146} =0,30		F _{49,149} =1,17		F _{49,146} =0,72	
F(2)	F _{49,100} =0,99			F _{49,97} =0,19		F _{49,100} =0,55		F _{49,97} =0,44	
F(3)	F _{98,100} =1,52			F _{98,97} =0,20		F _{98,100} =0,77		F _{98,97} =0,51	
Método	MCO*	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO

Notas: Debajo de cada parámetro aparece el t-estadístico respectivo. R² es el coeficiente de determinación; T es el número de observaciones; W es el test heterocedasticidad de White; F(1) es un test F de homogeneidad de ordenadas en el origen; F(2) es un test F de homogeneidad de pendientes; F(3) es un test F de homogeneidad del conjunto de pendientes y ordenadas en el origen. MCO indica estimación por el método de mínimos cuadrados ordinarios

*Estimación de la matriz de Varianzas-Covarianzas mediante el método de White robusto ante la presencia de problemas de heterocedasticidad (White, 1980).

V CONCLUSIONES

De acuerdo con los resultados de nuestras estimaciones econométricas, las condiciones económicas en el nivel agregado —provincial— habrían ejercido una escasa influencia sobre las preferencias políticas del electorado español en el período 1982-1996. En efecto, la trayectoria de los apoyos electorales de los tres partidos más votados durante estos quince años aparece débilmente ligada a la evolución del desempleo, la inversión pública y la renta.

Estos resultados tienen mucho que ver, sin duda, con el intenso anclaje electoral del sistema de partidos español tras el realineamiento electoral de 1982; anclaje que no es consecuencia tanto de factores socioestructurales y organizativos, como de las percepciones que los votantes españoles tienen de sí mismos y de los partidos en términos espaciales izquierda-derecha. Este anclaje ideológico no vincula a los votantes con un partido específico, sino con un bloque ideológico en el que están presentes varios partidos. De este modo, la volatilidad entre los bloques, que no en el seno de cada uno de ellos, se ve dificultada. A esto hay que añadir, además, la consagración de una confrontación bipolar entre el PP, como único partido del centro y la derecha, y el PSOE, principal partido con notable diferencia en el campo de la izquierda (Montero y Gunther, 1995: 532-533). En el bloque de la izquierda, la erosión del electorado socialista en favor de IU resulta atenuada por la dinámica de voto útil que caracteriza al sistema electoral español y que favorece prioritariamente al PSOE. En definitiva, las transferencias de votos entre los tres partidos

propiciadas por las variaciones de las condiciones económicas resultan limitadas.

VI. BIBLIOGRAFÍA

ALESINA, A.; ROUBINI, N. and COHEN, G.D. (1997), *Political cycles and the macroeconomy*, Cambridge, Mass, MIT Press.

AMOR, E.M. (1985), "El ciclo político de los negocios y su referencia al caso español", *Boletín de Información Comercial Española*, 2015.

BLAIS, A. and NADEAU, R. (1992), "The Electoral Budget Cycle", *Public Choice*, 74, pp. 389-403.

BOSCH, A., DÍAZ, A. y RIBA, C. (1999), "Las funciones de popularidad. Estado de la cuestión y principales debates", *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 85, pp. 171-197.

CACIAGLI, M. (1984), "España 1982: las elecciones del cambio", *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 28, pp. 85-118.

—(1986), *Elecciones y partidos en la transición española*, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas/Siglo XXI.

CARAMÉS, L. y LAGO, S. (1999a): "La dinámica económica de las regiones españolas: 1960-1996", *Papeles y Memorias de la Real Academia de Ciencias Políticas y Morales*, 4, pp.112-131.

—(1999b): *Capital público y crecimiento económico en las Comunidades Autónomas*, Bilbao: Fundación BBV.

ÇARKOGLU, A. (1995), "Elections Manifestos and Policy-Oriented Voting. A Pooled Cross-National Analysis", *European Journal of Political Research*, 27, pp. 293-317.

CLARKE, H.D. and ZUK, G. (1989), "The Dynamics of Third-Party Support: The British Liberals, 1951-1979", *American Journal of Political Science*, 33, pp. 294-315.

FUENTES, E. y ALCAIDE, J. (1995), "Los males de la inflación y el déficit público de la economía española", *Cuadernos de Información Económica*, 100, pp. 3-20.

GOODHART, C.A.E. and BHANSALI, R.J. (1970), "Political Economy", *Political Studies*, 18, pp. 43-106.

GREENE, W.H. (1997), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey, tercera edición.

GUNTHER, R. (1986), "El realineamiento del sistema de partidos de 1982", en LINZ, J.J. y MONTERO, J.R. (eds.), *Crisis y cambio: Electores y partidos en la España de los años ochenta*, Madrid, Centro de Estudios Constitucionales, pp. 27-69.

HIBBS, D.A. (1977), "Political Parties and Macroeconomic Policy", *American Political Science Review*, 71, 1467-1487.

KIEWIET, D.R. (1983), *Macroeconomics and Micropolitics*, Chicago, Chicago University Press.

KIRCHGÄSSNER, G. (1986), "Economic Conditions and the Popularity of West German Parties: a Survey", *European Journal of Political Research*, 14, pp. 421-439.

- KLEIN, L. (1962), *An Introduction to Econometrics*, Englewood Cliffs, Prentice Hall.
- KRAMER, G.H. (1971), "Short-Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1896-1964", *American Political Science Review*, 65, pp. 131-143.
- LAGO, I. y LAGO, S. (2.000), "El sistema electoral español: una cuantificación de sus efectos "mecánico" y "psicológico", *Revista de Estudios Políticos*, 107, pp. 225-250.
- (1999b), "Política y economía en las Comunidades Autónomas, 1980-1997", *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, de próxima aparición.
- LANCASTER, T.D. (1984), "Economics, Democracy and Spanish Elections", *Political Behavior*, 6, pp. 353-367.
- LANCASTER, T.D. and LEWIS-BECK, M.S. (1986), "The Spanish voter: Tradition, Economics, Ideology", *Journal of Politics*, 48, pp. 648-674.
- LEITHNER, C. (1993), "Economic Conditions and the Vote: A Contingent Rather Than Categorical Influence", *British Journal of Political Science*, 23, pp. 339-372.
- LEVIN, A. and LIN, CH, (1992), *Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and finite-Sample Properties*, University of California, Discussion Paper 92-23.
- LINZ, J.J. y MONTERO, J.R. (1999), *The Party Systems of Spain: Old Cleavages and New Cleavages*, Madrid, Instituto Juan March, Working Paper 138.
- MANCHA, T. (1993), *Economía y votos en España*, Madrid, Instituto de Estudios Económicos.

MARAVALL, J.M. (1997), *Regimes, politics, and markets: democratization and economic change in Southern and Eastern Europe*, Oxford, Oxford University Press.

MARAVALL, J.M. and FRAILE, M. (1998), *The politics of unemployment: the Spanish experience in comparative perspective*, Madrid, Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales.

MARAVALL, J.M. and PRZEWORSKI, A. (1998), *Political reactions to the economy: The Spanish experience*, Madrid, Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales.

MAS, M.; PÉREZ, F., y URIEL, E. (1998), *El stock de capital en España y su distribución territorial*, 4 volúmenes, Bilbao, Fundación BBV.

MATTILA, M. (1996), "Economic Changes and Government Popularity in Scandinavian Countries", *British Journal of Political Science*, 26, pp. 583-595.

MILLER, G.J. (1997), "The Impact of Economics on Contemporary Political Science", *Journal of Economic Literature*, XXXV, pp. 1173-1204.

MONTERO, J.R. (1992), "Las elecciones legislativas", en R. COTARELO (ed.), *Transición política y consolidación democrática en España*, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas, pp. 241-297.

—(1997), "Elecciones en España", en R. DEL ÁGUILA (ed.), *Manual de Ciencia Política*, Madrid, Trotta, pp. 391-428.

MONTERO, J.R. y GUNTHER, R. (1995), "Los anclajes del partidismo: Un análisis comparado del comportamiento electoral en cuatro democracias del sur de Europa", en DEL CASTILLO, P. (ed.) *Comportamiento político y electoral*, Madrid, CIS, pp. 467-548.

- MONTERO, J.R. y PALLARÉS, F. (1992), *Los estudios electorales en España: un balance bibliográfico (1977-1992)*, Barcelona, Institut de Ciències Politiques i Socials, Working Paper.
- MUELLER, M. (1970), "Presidential Popularity from Thrumman to Johnson", *American Political Science Review*, 64, 18-34.
- NANNESTAD, P. and PALDAM, M. (1994), "The VP-function: A Survey of the Literature on Vote and Popularity Function after 25 Years", *Public Choice*, 79, pp. 213-245.
- (1997), "From the Pocketbook of the Welfare Man: A Pooled Cross-Section Study of Economic Voting in Denmark, 1986-92", *British Journal of Political Science*, 27, pp 119-137.
- NORDHAUS, W. (1975), "The Political Business Cycle", *Review of Economic Studies*, 42, pp. 169-190.
- POWELL, G.A. and WHITTEN, G.D. (1993), "A Cross-National Analysis of the Economic Voting: Taking Account of the Political Context", *American Journal of Political Science*, 97, pp. 391-414.
- RATTINGER, H. (1986), "Collective and Individual Economic Judgements and Voting in West Germany, 1961-1984", *European Journal of Political Research*, 9, pp. 393-419.
- ROSENSTONE, J.S., BEHR, E., and LAZARUS, R.J. (1984), *Third Parties in America: Citizen Response to Major Party Failure*, Princeton, Princeton University Press.
- SALINAS, J. (1991), *Economía política del federalismo fiscal español*, Madrid, Instituto de Estudios Fiscales.

STRUMPF, K.S. and PHILLIPPE Jr., J.R. (1999), "Estimating Presidential Elections: The Importance of State Fixed Effects and the role of national versus local information", *Economics and Politics*, 11, pp. 33-50.

WHITE, H (1980), "A Heterokedastic-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Hetrokedasticity", *Econometrica*, 48, pp. 817-838.

WHITTEN, G.D. y PALMER, H.D. (1999), "Cross-National Analyses of Economic Voting", *Electoral Studies*, 18, pp. 49.67.

ZINTL. R. (1995), "Acerca de los efectos políticos de las variables macroeconómicas: Presentación esquemática de un problema", en ZINTL. R., *Comportamiento político y elección racional*, Barcelona, Gedisa, pp. 111-163.