

El 14-M sin el 11-M:
una estimación a partir de las funciones de popularidad y voto*

Wladimir G. Gramacho

Doctorando del Área de Ciencia Política

Universidad de Salamanca

* Trabajo preparado para el VII Congreso de la AECPA, Madrid, 21-23 de septiembre de 2005. Este es un primer borrador, por favor no citar. Comentarios, críticas y sugerencias son bienvenidas: wgramacho@usal.es. Agradezco a Araceli Mateos por sus comentarios a una versión anterior.

Resumen

Desde los clásicos trabajos de Mueller (1970), Goodhart y Bhansali (1970), y Kramer (1971), una productiva línea de investigación en ciencia política viene procurando explicar las funciones de popularidad (y de voto) de los gobiernos (y de los partidos). En general, las variables explicativas de esas series temporales suelen combinar factores económicos, políticos, y estructurales (Paldam y Nannestad, 1994; Bosch et al., 1999). Esta ponencia tiene como objetivo utilizar el modelo de las funciones de popularidad y voto (*VP functions*) para intentar estimar un posible resultado de las elecciones del 14-M sin los efectos de los atentados del 11-M. Los resultados muestran que el movimiento agregado (1) de las percepciones retrospectivas sobre el estado de la economía española y (2) de la autoubicación ideológica tienen importante poder explicativo en las funciones estimadas para la popularidad del ex presidente José María Aznar y para la diferencia entre las intenciones de voto al PP y al PSOE. Además, los análisis sugieren que la victoria del PSOE (incluso por una diferencia de 4,9 puntos) era uno de los resultados posibles a dos semanas de las elecciones.

*All causal accounts for human behaviour
explicitly or – more typically – implicitly*

make forecasts about the future.

David Sanders (2004)

Introducción

Los efectos electorales de los atentados del 11-M en Madrid han sido motivo de gran polémica en el reciente debate político español. PP y PSOE han intercambiado acusaciones de manipulación de los atentados con fines electorales. Al primero se le ha acusado de omitir información relevante sobre la autoría de los hechos. Al segundo se le ha acusado de utilizar la conmoción social para incentivar una serie de manifestaciones ante las sedes del PP en todo el país un día antes de las elecciones. En esa pugna entre versiones, sin embargo, queda por reducir los argumentos de uno y otro lado a su evidencia empírica. En definitiva, queda por contestar las siguientes cuestiones: ¿Era cierta la victoria del PP antes de los atentados?, y ¿El PSOE podía haber ganado por 4,9 puntos de ventaja al PP sin los atentados del 11-M?

Un primer acercamiento a esos temas fue elaborado por Lago y Monteiro (2005), que defienden que existía un “empate técnico” entre el PP y el PSOE antes del 11-M y que “la reacción de los españoles a los atentados deshizo esa situación de empate” (2005: xx). Sin embargo, esa reacción no estuvo pautada por una “intensa emoción de unos ciudadanos horrorizados por la tragedia”, sino que fue producto de las “opiniones sobre la política exterior del Gobierno, en particular su decisión de apoyar la invasión de Irak”. O sea, sus respuestas a las dos cuestiones son “no”, no era cierta la victoria del PP; y “no”, el PSOE no podía haber ganado por 4,9 puntos de ventaja al PP sin los atentados – los autores estiman que el 11-M aumentó en 3,5 puntos porcentuales la votación de los socialistas.

Ahora bien, la elección por los autores de una encuesta postelectoral dificulta el control de los efectos que (1) los atentados del 11-M y (2) la gestión del gobierno sobre la autoría de los atentados tuvieron sobre el comportamiento electoral de los españoles el 14-M. Las opiniones emitidas por los ciudadanos encuestados probablemente no estuvieron influenciadas por lo atentados únicamente a la hora de contestar a esas dos cuestiones. Lo más probable es que el impacto de los atentados haya interferido también en las respuestas sobre la valoración de la gestión del gobierno del PP, sobre la valoración de los líderes de los principales partidos políticos, y sobre la decisión del gobierno de apoyar la guerra de Iraq.

La propuesta del presente trabajo es utilizar la teoría sobre las funciones de popularidad y voto (*VP functions*) para contestar a las dos cuestiones mencionadas. La ventaja comparativa de esta estrategia es que no utilizará datos posteriores al 11-M. Las series temporales de las variables dependientes y explicativas analizadas estarán, por lo tanto, exentas de los efectos del 11-M.

El argumento será desarrollado en cuatro apartados. El primero revisa la teoría sobre las funciones de popularidad y voto. El segundo estima una función de popularidad para el gobierno de ex presidente José María Aznar (1996-2004). El tercero estima una función de diferencia en las intenciones de voto al PP y al PSOE, que permite presentar un pronóstico electoral sin los efectos del 11-M. Por fin, el cuarto y último apartado discute algunas conclusiones.

1 – Funciones de Popularidad y Voto

Las funciones de popularidad procuran explicar las oscilaciones en dos tipos de series temporales propias de la política: los porcentajes de aprobación de gobiernos, y los porcentajes de votos, o

de intención de votos, a partidos políticos¹. A comienzos de la década de 1970, los artículos de Mueller (1970), Kramer (1971), y Goodhart y Bhansali (1970) han establecido el punto de partida de esta línea de investigación. Los tres compartían como objetivo estimar en que medida el movimiento de los indicadores macroeconómicos (sobre todo el desempleo, la inflación, y la renta) determinaban cambios, respectivamente, en los niveles de popularidad de los presidentes americanos, en los niveles de voto a los partidos americanos en elecciones legislativas, y en los niveles de popularidad y voto de los líderes políticos y partidos británicos.

El interés de aquellos autores era identificar razones para los cambios en el apoyo a los partidos y sus políticos, más allá de las explicaciones centradas en la estabilidad del comportamiento electoral (Berelson et al., 1954; Campbell et al., 1960). Explícita o implícitamente², los tres artículos seminales en la trayectoria de las funciones de popularidad laboran sobre la hipótesis clásica del voto económico, elaborada por Key Jr. (1958). A partir de estudios preliminares realizados en la década de 1940³, este autor definió una función de premio y castigo para el desempeño de los gobiernos:

“An analysis of presidential elections from 1828 through 1944 shows that the people tend to continue an administration in power during prosperous times and to vote against an administration 'when depression marks the approach of election time’” (1958: 588).

¹ Las funciones que toman porcentajes de votos como variable dependiente también son conocidas como “funciones de voto”. Aunque las dos variables midan fenómenos distintos, en la literatura suelen ser clasificadas ambas como funciones de popularidad.

² El artículo de Kramer fue el único, entre los tres, a mencionar la hipótesis de Key Jr. (1958).

³ En especial, Key se refería a Pearson y Myers (1948). Para un repaso de los estudios de ese período, vease Kramer (1971).

En unísono, los artículos de Mueller, Kramer, y Goodhart y Bhansali concluyeron que sus funciones de popularidad eran sensibles a las variaciones de los principales indicadores macroeconómicos. Un buen resumen de los hallazgos está en Kramer:

“One basic finding to emerge from this study is that election outcomes are in substantial part responsive to objective changes occurring under the incumbent party; they are not “irrational”, or random, or solely the product of past loyalties and habits, or of campaign rhetoric and merchandising” (1971: 140).

Aunque el acercamiento al estudio del comportamiento político del conjunto de los ciudadanos (sus opiniones, intenciones de voto y votos) a partir de una estrategia metodológica macro no recomiende sacar conclusiones sobre su comportamiento a nivel micro⁴, predomina en la literatura sobre funciones de popularidad el supuesto de que el comportamiento a nivel micro es informado y racional⁵ (Erikson et al., 2002). Ese supuesto proviene en gran medida de la definición de Key Jr. (1966) sobre el papel activo (informado, racional y retrospectivo) de los ciudadanos en el funcionamiento del sistema político⁶.

“The patterns of flow of the major streams of shifting voters graphically reflect the electorate in its great, and perhaps principal, role as an appraiser of past events, past performance, and past actions. It judges retrospectively; it commands prospectively only

⁴ Vease Robinson (1950).

⁵ Es importante subrayar que los supuestos de información y racionalidad en el comportamiento de los individuos coexisten en Key Jr. (1958, 1968), mientras que son excluyentes en Downs (1957). Esta es una cuestión que divide profundamente las teorías democráticas formuladas por ambos autores. La contribución de Zaller (1992) es especialmente importante sobre diferentes niveles de información política y la racionalidad (limitada) de los ciudadanos.

⁶ Aunque esa idea esté constantemente amenazada por evidencias empíricas en sentido contrario, la visión optimista de Key sigue siendo influyente. Para Manin (1998: 283): “Lo nuevo del votante flotante de hoy en día es que está bien informado, interesado en política y bastante bien instruido. (...) La existencia de un electorado informado e interesado, que puede inclinarse hacia un lado u otro, crea un incentivo para que los políticos presenten las propuestas políticas directamente al público”.

insofar as it expresses either approval or disapproval of that which has happened before. Voters may reject what they have known; or they may approve what they have known. They are not likely to be attracted in great numbers by promises of the novel or unknown.” (Key Jr., 1966, 61).

A partir de la teoría de Key Jr. (1958, 1966) y de los resultados animadores de los trabajos seminales de Mueller (1970), Kramer (1971), y Goodhart y Bhansali (1971), una gran cantidad de investigaciones amplió el alcance explicativo y la utilidad de las funciones de popularidad. Nannestad y Paldam (1994), y Bosh et al. (1999) ofrecen resúmenes de los principales desarrollos en la literatura, que dan cuenta de modelos político-económicos absolutamente integrados (Frey y Schneider, 1978), modelos no lineales (Hibbs, 1979), y modelos que exploran heterogeneidades socioeconómicas (Jonung y Wadensjö, 1987) y geográficas (Rattinger, 1991). Además, hay que considerar los trabajos sofisticados sobre la integración fraccionada de variables políticas y económicas a largo plazo (DeBoef, 2000). En general, se confirma en la literatura la sensibilidad de las funciones de popularidad y voto al comportamiento de la economía, aunque la heterogeneidad en el uso de diferentes indicadores (objetivos y subjetivos) sea motivo de preocupación a la hora de comparar los estudios (Nannestad y Paldam, 1994),

En cuanto a su formato general, el lado derecho de la igualdad en las funciones de popularidad suele recurrir a variables explicativas que pueden ser divididas en tres componentes: (a) estructural, (b) económica y (c) política (Bosch et al., 1999). La componente estructural contempla variables de control para problemas estadísticos específicos de las funciones de popularidad y que a la vez permiten una interpretación sustantiva. Aunque sea posible modelizar diferentes variables en esta componente, normalmente esta formada por apenas dos. La constante

del modelo (a1) no siempre tiene una interpretación clara – indica el nivel de popularidad del gobierno cuando todas las variables explicativas tienen valor 0. Y la tasa de depreciación (a2) es la variable dependiente retrasada en una unidad de tiempo. Sirve para controlar el problema de autocorrelación entre los errores de la estimación, pero también indica el nivel de estabilidad de la popularidad de los gobiernos. Su valor oscila entre 0 y 1, indicando respectivamente la máxima y la mínima tasa de depreciación de popularidad.

La componente económica utiliza dos tipos de variables relacionadas con el estado de la economía: objetivas y subjetivas. Las variables objetivas (b1) son los indicadores macroeconómicos *per se* (inflación, desempleo, renta, etc.). Su inclusión como variables explicativas en las funciones de popularidad suponen que el estado objetivo de la economía impacta directamente la popularidad de los gobiernos. Ese supuesto, sin embargo, implica ignorar los problemas de asimetría de información entre los ciudadanos (Duch, 2001) y el impacto de los ciclos de información sobre la estabilidad de los coeficientes de esos indicadores (Gramacho, 2005). Las variables subjetivas (b2), a su vez, no enfrentan ese problema puesto que miden, en nivel agregado, las evaluaciones retrospectivas y prospectivas sobre el estado de las finanzas personales de los ciudadanos y sobre el estado de la economía nacional. Sin embargo, la compleja causalidad endógena existente entre esas cuatro variables subjetivas ha permitido clasificarla como la “Caja de Pandora” del voto económico (Nannestad y Paldam, 2000)⁷. Ahora bien, desde el punto de vista de las funciones de popularidad, utilizar variables económicas subjetivas permite contornar el problema de la información, puesto que estas se refieren a las condiciones económicas percibidas. No obstante, la literatura sobre funciones de popularidad no

⁷ Un ejemplo: las evaluaciones retrospectivas sobre las finanzas personales pueden ser un predictor de las evaluaciones retrospectivas sobre la economía nacional, y esta ser un predictor de las expectativas sobre la economía nacional. Sin embargo, los estudios muestran gran inestabilidad en esta relación causal. Véase Lewis-Beck (1990) para una aplicación de *path analysis* con el objetivo de aclarar la dirección causal entre las cuatro variables de la “Caja de Pandora” del voto económico.

ha logrado llegar a un consenso sobre la elección de una o más variables de la “Caja de Pandora”. Sanders y Carey (2002), por ejemplo, defienden la elección de la variable subjetiva que correlacione de modo más fuerte con la variable dependiente. Erikson et al. (2002), a su vez, utilizan una medida resumen de desempeño económico (retrospectivo) a partir de diversos indicadores. Kelly (2004) incluye evaluaciones prospectivas y retrospectivas sobre el estado de las finanzas personales.

Por fin, la componente política de las funciones de popularidad suele restringirse a la utilización de variables dummy⁸ que tienen como objetivo captar el impacto de eventos políticos sobre las series temporales de popularidad. En este aspecto, es bastante pacífico en la literatura el entendimiento de que la agenda política y económica de los gobiernos (así como su popularidad) puede sufrir vuelcos importantes con inclusión en la pauta de debates públicos de guerras (Mueller, 1970), escándalos de corrupción (Bosh et al., 1999), acciones militares contra guerrillas (Kelly, 2004), y atentados terroristas (como el 11-M).

Una importante aplicación de las funciones de popularidad – dadas sus limitaciones a la hora de explicar el comportamiento político a nivel individual – es la predicción (Lewis-Beck, 1990). Bosh et al. (1999) señalan algunos éxitos en esa tarea – el mejor ejemplo es el de Sanders (1991), que predijo la victoria de los conservadores en 1992 en Inglaterra. Sin embargo, Bosh et al. recuerdan que “la mayoría de acontecimientos momentáneos no pueden ser anticipados y, en la medida en que esos acontecimientos desvían la popularidad de su pauta regular, la capacidad predictiva de la función resultaría fuertemente afectada” (1999: 192). En definitiva, eventos

⁸ Existen básicamente dos formas de incluir una dummy política en las funciones de popularidad: *pulse*, que supone que después de la ocurrencia de un evento la serie temporal vuelve a su media original, y *step*, que supone que después de un evento la serie temporal cambia su media hacia un nivel o bien superior o bien inferior. La modalidad más usual es la *pulse*, que asume valor “1” para la unidad de observación en la que ocurrió el evento y valor “0” para todas las demás unidades.

importantes (como el 11-M) pueden alterar el curso natural de las preferencias de los ciudadanos hacia un determinado resultado electoral. No obstante, esa limitación no invalida la tarea de estimar ese mismo curso natural de las preferencias ciudadanas. Resumidos los fundamentos principales de la literatura sobre las funciones de popularidad, el siguiente apartado pretende indicar algunos rasgos generales del Gobierno Aznar (1996-2004).

2 – El Gobierno Aznar (1996-2004)

La victoria del PP en las elecciones generales de 1996 finalizó el largo periodo del socialista Felipe Gonzalez como Presidente de Gobierno (1982-1996). Investigaciones anteriores sobre la fase socialista han confirmado la sensibilidad del comportamiento político de los españoles a las condiciones económicas (Bosh et al., 1999; Fraile, 2002a; Maravall, 2003)⁹, aunque hay que registrar que el argumento de Maravall (2003) restó importancia al voto económico frente a explicaciones alternativas como la fidelidad partidista¹⁰.

Por ser más reciente, el periodo de gobierno de José María Aznar aún no ha sido analizado integralmente. Para el primer mandato, en concreto para las elecciones generales de 2000, Fraile

⁹ Riba y Díaz (2002) presentan incluso evidencia de que los gobiernos subnacionales, en específico la *Generalitat* de Cataluña, también pueden ser responsabilizados por el estado de la economía. Una conclusión distinta aparece en Lago Peñas y Lago Peñas (2001), que consideran que los efectos de la economía sobre el apoyo electoral de los partidos o coaliciones de gobierno autonómicos es más bien débil.

¹⁰ El argumento de Maravall concuerda con el de Lewis-Beck (1990), que, a partir de un estudio comparado sobre el voto económico en algunos países europeos y en Estados Unidos, afirmó que la fidelidad partidista limita de modo importante el voto económico.

(2002b) ofrece un análisis comparativo con las elecciones de 1996. Su diseño de investigación se estructuró a nivel micro, con la utilización de datos de las encuestas pre-electorales del CIS en ambas elecciones. Sus conclusiones sostienen la existencia de un comportamiento electoral a nivel micro sensible a las condiciones económicas (percibidas): “Los resultados indican que el efecto del voto económico (tanto retrospectivo como prospectivo) fue más importante en las elecciones de 2000 que en las de 1996” (2002b: 148)¹¹.

La aportación de ese conjunto de investigaciones constituye un punto de partida animador para los objetivos del presente estudio, puesto que las funciones de popularidad lo que buscan es evidencia sobre la sensibilidad del comportamiento político (a nivel macro) frente a las condiciones económicas. En España, esa evidencia existe¹².

El Gráfico 1 muestra el comportamiento de la popularidad de Aznar¹³ durante sus dos mandatos y los juicios positivos retrospectivos con respecto a la economía¹⁴. Están recogidas 31 observaciones trimestrales entre julio de 1996 y enero de 2004. Además, se han incorporado los datos del mes de mayo de 1996, primera medida del barómetro del CIS durante el periodo Aznar.

¹¹ Un resultado semejante, en el cual los partidos de derecha enfrenan mayor rigor en la aplicación de la función “premio-castigo” del voto económico, puede encontrarse en Goodhart y Bhansali (1970: 79): “*The sensitivity of the support for the Conservative Party to changes in economic conditions is greater than that of the Labour Party over all periods*”.

¹² Vease Sanders y Carey (2002) para un estudio sobre la variación en la intensidad del voto económico entre países y a lo largo del tiempo.

¹³ La popularidad del ex presidente Aznar está medida por un indicador que resume las respuestas a la siguiente pregunta del CIS: “En su conjunto, ¿cómo calificaría Ud, la gestión que está haciendo el gobierno del PP: muy buena, buena, regular, mala o muy mala?”. Esta pregunta fue repetida con regularidad en los barómetros de CIS a cada trimestre durante todo el periodo Aznar. El indicador suma los porcentajes de respuestas “muy buena”, “buena” y “regular”, y le resta los porcentajes de respuestas “mala” y “muy mala”. Los porcentajes de respuestas “no sabe” y “no contesta” no fueron incluidos – su comportamiento es estable durante prácticamente todo el periodo, luego del descenso de los porcentajes de “no sabe” a partir de julio de 1996.

¹⁴ Los juicios positivos retrospectivos son un indicador que resume las respuestas a la siguiente pregunta del CIS: “cree Ud. que la situación económica actual del país es mejor, igual o peor que hacer un año?”. El indicador suma los porcentajes de respuestas “muy buena”, “buena” y “regular”, y le resta los porcentajes de respuestas “mala” y “muy mala”. Los porcentajes de respuestas “no sabe” y “no contesta” no fueron incluidos – su comportamiento también es estable durante todo el periodo.

Gráfico 1 aquí

Si al principio del periodo existía una gran brecha entre la popularidad de Aznar y los juicios positivos sobre el estado de la economía, a partir de abril de 1997 ambas líneas tienen comportamiento prácticamente idéntico. Se puede decir que en su primer año de gobierno Aznar logró incrementar enormemente la satisfacción de los españoles con respecto al estado de su economía, después de un período inicial de descontento (probablemente relacionado con los resultados económicos de la gestión socialista). Con la guerra de Iraq, sin embargo, la popularidad del gobierno se separa de los juicios sobre el comportamiento de la economía. De modo general, la popularidad de Aznar presenta una fase de expansión durante el primer mandato – que tiene como auge su reelección en el año 2000 – y una fase de evidente retracción a lo largo del segundo mandato. En abril de 2000, la popularidad de Aznar atingió el valor de 75,10, y tras la Guerra de Iraq, en abril de 2003, descendió a su nivel más bajo, 26,90.

La estimación de una función de popularidad permite hacer un análisis más riguroso de sobre los efectos de la economía en la popularidad de Aznar. La variable dependiente es la “popularidad” de Aznar (cuya forma de medición está indicada en la nota 13). Las variables independientes exploran las tres componentes de las funciones de popularidad (Bosh et al., 1999), y siguen el modelo OLS de estimación (Sanders y Carey, 2002; Riba y Díaz, 2002; Erikson et al., 2002; Kelly, 2003, entre otros). La componente estructural será formada por la “constante” del modelo y por la “tasa de depreciación” (variable dependiente retrasada en una unidad de tiempo). La componente económica utilizará la variable subjetivas “economía retrospectiva” (medida de la

forma indicada en la nota 14)¹⁵. La variable “economía retrospectiva” es estacional, por eso no fue diferenciada¹⁶.

La componente política del modelo será formada por tres variables. Afortunadamente, los barómetros del CIS incluyen de modo regular una pregunta sobre la autoubicación ideológica de los españoles. Una medida resumen de esa cuestión es el promedio de las autoubicaciones, denominada “ideología”¹⁷. Esa variable pretende considerar los efectos de la ideología sobre el comportamiento electoral de los españoles, cuya importancia fue subrayado por Gunther y Montero (1994). Valores más altos indican un promedio más a la derecha, por lo tanto favorable a la “popularidad” de Aznar (el gráfico 2 muestra el comportamiento de esa variable). Las otras dos variables políticas son eventos que impactaron la popularidad del gobierno. A partir de estimaciones preliminares que tuvieron en cuenta apenas las variables mencionadas anteriormente (sin los eventos), fue posible identificar dos momentos en los cuales los residuos tipificados superaron el valor 2, sugiriendo que algún evento (mas allá de la gestión cotidiana) desvió la popularidad del gobierno de su curso esperado (Erikson et al., 2002). Esos dos eventos políticos fueron modelados como variables dummy de tipo *pulse*, con valor “1” para las unidades de observación indicadas, y valor “0” para las demás.

¹⁵ Las evaluaciones sobre el futuro de la economía han sido incluidas en modelos preliminares y debido al hecho de que no era significativa no fue mantenida en los modelos presentados en esta ponencia.

¹⁶ La utilización de un indicador de economía subjetivo podría plantear la pregunta sobre ¿en que medida el movimiento macro de las evaluaciones de los ciudadanos es coherente con las oscilaciones de los indicadores económicos *per se* (renta, desempleo, inflación, etc...)? En definitiva, ¿están los ciudadanos informados? Contestar a esta pregunta va más allá de los objetivos específicos de este trabajo. Sin embargo, al estudiar el caso español para el periodo socialista, Maravall y Przeworski (1998) han concluido que los movimientos agregados en la percepción de los ciudadanos corresponde a movimientos reales en la economía: “*When income grows, people perceive the situation as good: when it declines, they see it as bad. Unemployment affects these perceptions independently of income: when unemployment is high, people see the conditions as bad. Inflation seems to play no role in shaping people's economic perceptions*” (1998: 20).

i) “Otan” – la cumbre de la Otan en Madrid (julio de 1997) permitió al presidente Aznar presentarse ante los españoles como un líder de expresión internacional. Valor “1” en julio de 1997;

ii) “Iraq” – la Guerra de Iraq (marzo de 2003) ha provocado gran polémica en la sociedad española y ha desgastado la imagen de Aznar. Valor “1” en abril de 2003.

Gráfico 2 aquí

El modelo estimado es el siguiente:

$$[1] \quad \text{“popularidad”} = \text{“constante”} + B1 * \text{“tasa de depreciación”} + B2 * \\ \text{“economía retrospectiva”} + B3 * \text{“ideología”} + B4 * \text{“Otan”} + B5 * \text{“Iraq”}.$$

Dicho de otro modo, este modelo sugiere que la popularidad de Aznar es una función que puede definirse por la suma de una constante, de su popularidad en el momento anterior, de los juicios del conjunto de los ciudadanos sobre el estado actual de la economía, de la autoubicación promedio de los españoles, y de dos eventos que produjeron *shocks* en el curso esperado de su popularidad. Los signos esperados para todas las variables son positivos, a excepción de “Iraq” – debido al rechazo de la mayoría de los españoles a la guerra.

La Tabla 1 presenta los resultados del test – realizado con 31 unidades de observación, número bajo pero determinado por la disponibilidad de datos. El ajuste del modelo es bueno (R cuadrado corregida de 0,82), sin embargo el estadístico Durbin-Watson está dentro del intervalo en el cual

no se puede descartar la existencia de correlación serial positiva. Ese resultado sugiere precaución en la interpretación de los coeficientes. Todas las variables son significativas al nivel .05. La constante no tiene mucho sentido, puesto que esa sería la popularidad de Aznar caso todas las variables explicativas tuviesen valor cero, incluso la “ideología” – medida originalmente en una escala de 1 a 10. La tasa de depreciación de la popularidad de Aznar es bastante alta: valores cercanos a “1” indican una tasa muy baja de depreciación, o al revés una tasa muy alta de preservación de los niveles de popularidad. El ex presidente logró preservar cerca del 50% de su popularidad de un trimestre a otro. Los otros 50% fueron resultado de las condiciones económicas y de la inclinación ideológica promedio de los españoles. La economía impactó su popularidad, pero al parecer no de forma muy determinante: cada 1% más de juicios positivos representaban 0,18% más en popularidad. La ideología parece haber sido más relevante (beta de 0,30): cada movimiento de 0,1 hacia la derecha representó un incremento de 4,36% en la popularidad de Aznar. La cumbre de la Otan supuso un incremento de 16% en su popularidad, pero la guerra de Iraq representó una reducción de casi 18%.

Tabla 1 aquí

En resumen, este apartado confirmó la sensibilidad de esta función de popularidad de Aznar a las condiciones económicas, a la ideología y a algunos eventos políticos. Además, si tomamos los datos de las variables independientes para el mes de febrero de 2004¹⁸, la popularidad estimada del ex presidente a dos semanas de las elecciones era del 36,5%, entre los cuatro valores más bajos de todo su periodo, todos registrados después de la guerra de Iraq.

¹⁸ La encuesta de marzo de 2004 (estudio 2.555) del CIS fue realizada entre los días 16 y 21, poco después del atentado y de las elecciones, y por eso no constituye una fuente exenta a sus efectos. La mejor opción, por eso, es tomar los datos de las variables independientes medidas en la encuesta de febrero de 2004 (estudio 2.556) del CIS. Esa encuesta fue realizada entre los días 20 y 27 de febrero, por lo tanto concluyó a 15 días de las elecciones del 14-M. En este momento, ese es el punto más cercano que se puede medir en el presente trabajo sin tomar datos posteriores al 11-M y que por lo tanto pueden haber tenido su “curso natural” afectado.

Dos variables son clave para la estimación: “economía retrospectiva” e “ideología”. En cuanto a la primera, el dato de febrero de 2004 muestra una cierta estabilidad en las evaluaciones sobre el estado de la economía: los juicios netamente positivos con respecto a la economía sumaban 54,20% (en comparación con 54,90% en enero de 2004). En cuanto a la “ideología”, el dato de febrero es el más bajo de toda la serie analizada: 4,77. A quince días de las elecciones, por lo tanto, el conjunto de los electores españoles estaba en su punto más extremo a la izquierda en comparación con cualquier otro momento del periodo Aznar en la Moncloa.

3 – El 14-M sin el 11-M

Las intenciones de voto a los dos principales partidos españoles registraron patrones opuestos entre 1996 y 2004, algo natural para un sistema con dos partidos dominantes. El Gráfico 3 muestra el comportamiento agregado de ambas intenciones de voto declaradas por los encuestados del CIS así como la diferencia entre las intenciones de voto al PP y al PSOE. Durante los ocho años de gobierno popular, se observa claramente que el PP obtiene una importante ventaja a mediados del periodo, hasta perderla a finales de 2002. La ventaja de los populares llegó a su punto máximo en abril de 2000 (18,20%), después de la reelección de Aznar, y a su punto más bajo en abril de 2003 (-5,60%), después del inicio de la guerra de Iraq. En enero de 2004, la diferencia era positiva (a favor del PP, por lo tanto) en 3,40%. Para intentar estimar de cuanto sería la diferencia en febrero (el mes límite para predicciones, por las razones expuestas en la nota 18) se estimará la función de diferencia de intención de voto entre el PP y el PSOE, puesto que el objetivo de este trabajo es conocer el estado de la competencia entre ambos partidos en el punto más cercano al 14-M sin los efectos del 11-M.

Gráfico 3 aquí

La mayoría de las variables independientes para este nuevo modelo es idéntica a las presentadas en el apartado anterior: “constante”, “tasa de depreciación”, “economía retrospectiva” e “ideología”. Estimado un modelo preliminar con esas variables, el único residuo que supera el valor de dos desviaciones típicas se refiere a la medición de abril de 2000, un mes después de la reelección de Aznar. Se incluirá en el modelo, por lo tanto, una variable dummy para “reelección”, con valor “1” en abril de 2000 y valor “0” en todos los demás momentos – su coeficiente indicará el *shock* de la reelección en la diferencia de intención de voto entre el PP y el PSOE. El modelo estimado, por lo tanto, es:

$$[2] \quad \text{“diferencia entre las intenciones de voto al PP y al PSOE”} = \text{“constante”} + \\ B1 * \text{“tasa de depreciación”} + B2 * \text{“economía retrospectiva”} + B3 * \\ \text{“ideología”} + B4 * \text{“Reelección”}$$

Todos los coeficientes esperados son positivos, a excepción de “ideología”, puesto que a valores más bajos, más a la izquierda estará el conjunto de españoles encuestados y por lo tanto su influencia tiende a producir diferencias más pequeñas o incluso negativas entre la intención de voto al PP y al PSOE.

Tabla 2 aquí

Los resultados presentados en la Tabla 2 muestran un ajuste bueno (R cuadrado corregida de 0,77) y el valor del test Durbin-Watson indica que no existe evidencia de correlación serial positiva. Por lo tanto, los resultados presentados aquí son más robustos que los obtenidos para la función de popularidad de Aznar. Todas las variables son significativas al nivel .05. La tasa de depreciación muestra que las diferencias de intención de voto al PP y al PSOE oscilaron de modo importante entre cada observación. La mayor volatilidad de esta serie temporal – en comparación con la popularidad de Aznar – es natural puesto que al tomar la diferencia entre las series originales de intención de voto al PP y al PSOE esta nueva serie recoge la dinámica combinada de la intención de voto a ambos partidos. Los juicios positivos con respecto al desempeño de la economía impactaron positivamente la diferencia de intención de voto entre los dos partidos, por lo tanto recompensando al PP por las valoraciones positivas de la gestión de la economía bajo el gobierno popular. La ideología (otra vez más importante, con un valor beta de 0,43) produjo una ventaja neta de 2,79 puntos al PP cada vez que variaba positivamente en 0,1. Y la reelección, al reconducir con mayoría absoluta al gobierno Aznar, incrementó en 7,42 puntos la ventaja del PP.

La Tabla 3 muestra la estimación central de la diferencia entre las intenciones de voto al PP y al PSOE para febrero de 2004, bien como los límites superior e inferior para el intervalo de confianza al nivel 95%. El “empate técnico” parece evidente, aunque los datos sugieran algún favoritismo al PSOE. Según fue posible conocer las intenciones de voto del 14-M a partir de una función de diferencia en las intenciones de voto al PP y al PSOE, ambos partidos parecían tener, a finales de febrero, posibilidades concretas de victoria en las elecciones ocurridas dos semanas después. La victoria del PSOE, que según los resultados finales se dio por 4,9 puntos de diferencia, era uno de los resultados del intervalo pronosticado por el modelo. Por lo tanto, uno de los resultados posibles a dos semanas de las elecciones. No es posible afirmar, por lo tanto,

que el resultado del 14-M sólo pudo haber sido producido por los atentados del 11-M. El gradual desencanto con la gestión de la economía y, sobre todo, la importante oscilación a la izquierda del promedio ideológico de los españoles a partir de la guerra de Iraq explican la importante reducción en las diferencias de intención de voto entre el PP y PSOE, desde las elecciones generales de 2000 hasta el 14-M.

Tabla 3 aquí

Ahora bien: si de un lado la evidencia sugiere que PP y PSOE mantenían un “empate técnico”, con aparente ventaja para los socialistas, a dos semanas del 14-M, aún queda por discutir la situación de los indecisos. Aunque la victoria del PSOE por un margen de 4,9% era uno de los resultados posibles a dos semanas de las elecciones, los datos del CIS registran un porcentaje de mucho más alto, de 23,6%, de indecisos en enero de 2004 – el más alto de toda la serie histórica de intención de voto que empezó en enero de 1996. ¿Hacia adonde irían? A partir de una estrategia metodológica macro y con los datos disponibles parece difícil contestar a esa cuestión¹⁹. Sin embargo, tres diferentes aportaciones permiten especular que el PSOE tenía la mayor probabilidad de beneficiarse de los votos de electores indecisos.

La primera da cuenta del uso del voto estratégico en España. Según Lago (2005), el voto estratégico en la historia de las elecciones generales españolas (de 1979 a 2000) se dio sobre todo dentro del bloque de izquierda, con los electores de Izquierda Unida votando por el PSOE a la hora de maximizar escaños (cuando trataban de influir en la distribución de escaños) o de maximizar el gobierno (cuando trataban de influir en la formación de los gobiernos). En las

¹⁹ Algunos modelos fueron analizados para ajustar una función a la serie temporal de “indecisos”, sin embargo los resultados mostraron muy mal ajuste.

elecciones de 1993 y 2000, el PSOE ganó, respectivamente, un 2,5% y un 2,6% de los votantes de IU que votaron estratégicamente. “En la medida en que la izquierda ha contado con una mayor fragmentación que la derecha, el PSOE se ha beneficiado sistemáticamente de este comportamiento estratégico de los votantes”, sostiene Lago (2005: 276-7). No se sabe si los votantes de IU lo han hecho una vez más en 2004. Tampoco se sabe si los votantes de IU se identificaban como indecisos semanas antes de la elección. Sin embargo, el PSOE fue el beneficiario de siete de los nueve movimientos estratégicos identificados por Lago en las siete elecciones generales entre 1979 y 2000 – los otros dos fueron UCD en 1979 y PP en 1989. Lo más probable, por lo tanto, es que en el contexto del final de gobierno Aznar si hubiera habido voto estratégico sin la ocurrencia de los atentados, el PSOE hubiese sido beneficiado.

Una segunda especulación puede ser formulada a partir del análisis de Barreiro (2002) sobre la progresiva desmovilización de la izquierda española, que se observó sobre todo en las elecciones de 1996 y de 2000. En ambas elecciones, el convencimiento de muchos votantes socialistas de que la labor del PP en el gobierno era mejor que la del PSOE en la oposición les empujaba a la ruta de la abstención. Además, la incorporación de temas ajenos al eje izquierda-derecha, como han sido la corrupción, la defensa de la constitución o el combate al terrorismo, han reforzado esa tendencia, según la autora. Sin embargo, a comienzos de 2004 el gobierno del PP ya no vivía su mejor momento. Y el tema ajeno al eje izquierda-derecha incorporado por el gobierno del PP fue la guerra de Iraq, que creó la oportunidad para una removilización de la izquierda – un dato que refuerza esa posibilidad es el desplazamiento del promedio de la autoubicación ideológica de los españoles hacia la izquierda después de la invasión de Iraq²⁰.

²⁰ Las especulaciones con respecto a la posible existencia de un voto estratégico de votantes de IU a favor del PSOE y de la movilización de los abstencionistas que prefieren el PSOE son consistentes con los resultados obtenidos por Lago y Monteiro (2005). “La valoración negativa de la política exterior del gobierno del PP fue particularmente importante para movilizar a los abstencionistas y para convertir en socialistas a algunos antiguos votantes de IU y en menor medida del PP. Por su lado, las opiniones acerca de la gestión de la información sobre la autoría de los atentados explicarían también el voto al PSOE de antiguos abstencionistas” (2005: xx).

El tercer dato que permite suponer que el PSOE tendría alguna ventaja en el reparto de los votos indecisos se refiere al recuerdo de voto de las elecciones de 2000. Como se sabe, el PP obtuvo mayoría absoluta en esas elecciones, tras recibir el 45,2% de los votos contra el 34,7% dados al PSOE – una diferencia de 10,5 puntos. El Gráfico 3 muestra la diferencia de declaraciones del voto al PP y al PSOE en las elecciones de marzo de 2000, medidas en 16 encuestas trimestrales entre abril de 2000 y enero de 2004, más el dato disponible para febrero de 2004. La ventaja del PP comienza en 14,5 puntos en abril de 2000, por encima del resultado oficial y en una clara demostración de satisfacción u orgullo con la victoria electoral. Esa superioridad mantiene una tendencia de baja hasta el final, alcanzan un valor negativo (-0,4) después de la guerra de Iraq y finalizando el periodo en -5,7. Una posible interpretación a ese comportamiento es que el orgullo de haber elegido en PP en 2000 se redujo gradualmente a lo largo del segundo periodo Aznar, mientras que el orgullo por haber votado al PSOE en 2000 se incrementó. Hay que subrayar que la diferencia no sólo era negativa – a favor del PSOE – sino que lo era por un margen incluso superior a la victoria de los socialistas el 14-M, de 4,9 puntos.

Gráfico 4 aquí

4 – Conclusiones

A pesar de la larga trayectoria del estudio de las funciones de popularidad, hay que reconocer sus limitaciones²¹ y la inestabilidad de sus predictores (Nannestad y Paldam, 1994). Aunque algunos trabajos exitosos hayan constituido un verdadero marco en la disciplina²², hay que subrayar que las funciones de popularidad suelen registrar gran inestabilidad entre los países y a lo largo del tiempo (aunque buena parte de la explicación para ese fenómeno pueda estar simplemente en factores contextuales). Y además de sus problemas teóricos, metodológicos y técnicos específicos, las funciones de popularidad utilizan datos de encuestas, que a su vez también son medidos con errores (los del CIS con margen de 2% para un IC de 95%). Todo eso sugiere cautela a la hora de sacar conclusiones sobre ejercicios como los presentados en este trabajo.

Ahora bien, teniendo en cuenta las limitaciones de la técnica (y de este trabajo en particular), los modelos presentados aquí permiten retomar las dos cuestiones sugeridas en la introducción: ¿Era cierta la victoria del PP antes de los atentados?, y ¿El PSOE podía haber ganado por 5,2 puntos de ventaja al PP sin los atentados del 11-M? La respuesta a la primera cuestión es “no”, no se ha encontrado ninguna evidencia que sugiriese una clara ventaja del PP frente al PSOE en las elecciones generales de 2004. La decadente popularidad del gobierno Aznar, la acentuada reducción en las diferencias de intención de voto entre PP y PSOE y la disminución del “orgullo” por haber votado al PP en 2000 son elementos que impiden sostener un escenario de evidente ventaja del PP en el 14-M.

En cuanto a la segunda cuestión, la respuesta es “sí”, el PSOE podía haber ganado al PP por una ventaja de 4,9 puntos porcentuales mismo sin la ocurrencia de los atentados, según la función

²¹ La ausencia de series históricas de variables importantes son una limitación preliminar e importante, más allá de los debates metodológicos y econométricos que pueden existir entre los expertos de esa línea de investigación. La falta de controles teóricamente relevantes (como la influencia del carisma, o la evaluación retrospectiva y prospectiva sobre el estado de las finanzas personales) suelen estimular cuestionamientos.

²² El mejor ejemplo es el de Sanders y sus colaboradores (1991; 2002; 2004) al pronosticar resultados electorales en Inglaterra

estimada en la ecuación [2]. Los resultados de la Tabla 2 muestran que ese modelo explica el 77% de la variación de los datos y no tiene problemas de autocorrelación. En ese sentido, la victoria del PSOE, incluso con una ventaja de 4,9 puntos, era uno de los resultados posibles en el intervalo de confianza pronosticado por el modelo²³. Siendo así, no se puede afirmar que el resultado del 14-M sólo pudo haber sido producido por los atentados del 11-M. Como se ha dicho anteriormente, el gradual desencanto con la gestión de la economía y, sobre todo, la importante oscilación hacia la izquierda del promedio ideológico de los españoles a partir de la guerra de Iraq parecen haber sido las principales razones para el cambio.

Bibliografía

Barreiro, B. (2002): “La progresiva desmovilización de la izquierda en España: un análisis de la abstención en las elecciones generales de 1986 a 2000”. *Revista Española de Ciencia Política*, 6: 183-205.

²³ El artículo de prensa de Barreiro (2004) es una demostración de la sensibilidad de algunos expertos al escenario pre electoral.

- Barreiro, B. (2004): "¿Habrá sorpresa el 14-M?". *El País*, 9 de marzo.
- Berelson, Bernard R.; Lazarsfeld, Paul F.; McPhee, William N. (1954): *Voting*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Bosh, A.; Díaz, A.; Riba, C. (1999): "Las funciones de popularidad. Estado de la cuestión y principales debates". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 85: 171-197.
- Bosh, A.; Riba, C. (1999): "A Popularity Function for The Spanish Government, 1985-1996". *Working Paper 173*. Institut de Ciències Politiques i Socials.
- Campbell, Angus, Philip E. Converse, Warren E. Miller y Donald E. Stokes. 1960. *The american voter*. Chicago: The University of Chicago Press.
- DeBoef, S. (2000): "Persistence and aggregations of survey data over time: from microfoundations to macropersistence". *Electoral Studies*, 19, 1: 9-29.
- Duch, R. M. (2001): "A Developmental Model of Heterogeneous Economic Voting in New Democracies", *American Political Science Review* 95 (December): 895-910.
- Erikson, R. S., Mackuen, M. B., y Stimson, J. A. (2002): *The Macro Polity*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Fraile, M. (2002a): "The retrospective voter in Spain during the 1990s". En Han Dorussen y Michael Taylor (eds.), *Economic Voting*. New York: Routledge. Pp. 284-302.
- Fraile, M. (2002b): "El voto económico en las elecciones de 1996 y 2000: una comparación". *Revista Española de Ciencia Política*, 6: 129-151.
- Frey, B.S.; Schneider, F. (1978). "A Politico-Economic Model of the United Kingdom", *Economic Journal*, 88: 243-253.
- Goodhart, C. A. E, y Bhansali, R. J. (1970): "Political Economy", *Political Studies* 18 (1): 43-106.
- Gramacho, W. (2005). "Ciclos de Información y Funciones de Popularidad: El Período Cardoso en Brasil (1995-2002)". *Desarrollo Económico*, vol, 44, N° 177, abril-junio: 75-97.

- Gunther, R.; Montero, J.R. (1994): "Los anclajes del partidismo: un análisis comparado del comportamiento electoral en cuatro democracias del Sur de Europa". En P. del Castillo (ed.), *Comportamiento Electoral y Político*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas. Pp. 467-548.
- Hibbs, D.A. Jr. (1979). "The Mass Public and Macroeconomic Performance: The Dynamics of Public Opinion Toward Unemployment and Inflation", *American Journal of Political Science*, 23: 705-731.
- Jonung, L.; Wadensjö, E (1987). "Rational, Adaptive and Learning Behavior of Voters: Evidence from Disaggregated Popularity Functions for Sweden", *Public Choice*, 54: 197-210.
- Kelly, J. M. (2003): "Counting on the Past or Investing in the Future? Economic and Political Accountability in Fujimori's Peru", *The Journal of Politics* 65 (August): 864-880.
- Key Jr., V. O. 1958. *Politics, Parties, and Pressure Groups*. New York: Thomas Y. Crowell Company. 4th edition.
- Key Jr., V. O. (1968): *The responsible electorate: Rationality in presidential voting, 1936-1960*. New York, Vintage Books.
- Kinder, D. R., y Kiewiet, R. D. (1981): "Sociotropic politics: The American case", *British Journal of Political Science* 11 (April): 129-141.
- Kramer, G. H. (1971): "Short-Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1986-1964", *American Political Science Review* 65: 131-143.
- Lago, I (2005): *El voto estratégico en las elecciones generales en España (1977-2000)*, Madrid: CIS.
- Lago, I; Monteiro, J.R. (2005): "Los mecanismos del cambio electoral. Del 11-M al 14-M", *Claves de la Razón Práctica*, 149, enero-febrero: 36-44.

- Lago, I; Lago, S. (2001): “La influencia de los resultados económicos sobre el apoyo electoral de los gobiernos autonómicos, 1980-1997”. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 93: 165-179.
- Lewis-Beck, M. S. (1990): *Economics and Elections: The Major Western Democracies*. Ann Arbor, The University of Michigan Press.
- Manin, Bernard. 1998. *Los Principios del Gobierno Representativo*. Madrid. Alianza Editorial. El libro *Principies du gouvernement représentatif* fue originalmente publicado en París, Calmann-Lévy, 1995.
- Maravall, José María; Przeworski, Adam. (1998) “Political Reactions to The Economy: The Spanish Experience”. *Working Paper 1998/127*. Centro de Estudios Avanzados en Ciencia Sociales – Fundación Juan March.
- Maravall, J. M. (2003): *El control de los políticos*. Madrid: Santillana Ediciones Generales.
- Mueller, J. E. (1970): “The presidential popularity from Truman to Johnson”, *American Political Science Review* 64: 18-39.
- Nannestad, P. y Paldam, M. (1994): “The VP-Function: A Survey of the Literature on Vote and Popularity Functions after 25 Years”, *Public Choice*, 79: 213-245.
- Nannestad, P.; Paldam, M. (2000). “Into Pandora’s Box of economic evaluations: a study of the Danish macro VP-function, 1986-1997”. *Electoral Studies*, 19, 2: 123-140.
- Rattinger, H. (1991). “Unemployment and Elections in West Germany”, en H. Norpoth; M.S. Lewis-Beck; J.D. Lafay (eds.), *Economics and Politics: The Calculus of Support*, Ann Arbor: Michigan University Press. Pp. 49-62.
- Riba, C.; Díaz, A. (2002): “Economic voting in subnational government – Catalanian evidence”. En H. Dorussen y M. Taylor (eds.), *Economic Voting*. New York: Routledge. Pp. 173-199.
- Robinson, W. S. (1950): “Ecological Correlations and the Behavior of Individuals”, *American Sociological Review*, 15: 351-357.

Sanders, D. (1991): “Government Popularity and the Next General Election”. *Political Quarterly*, 62: 235-261.

Sanders, D. (2004): “The Political Economy of UK Party Support, 1997-2004: forecasts for the 2005 general election”. Ponencia presentada en la conferencia anual de *Political Studies Association EPOP*, en la Universidad de Oxford, en septiembre de 2004.

Sanders, David; Carey, Sean. (2002): “Temporal variations in economic voting – A comparative cross-national analysis”. En Han Dorussen y Michael Taylor (eds.), *Economic Voting*. New York: Routledge. Pp. 200-231.

Zaller, John R. (1992): *The nature and origins of mass opinion*. Cambridge: Cambridge University Press.

TABLAS Y GRÁFICOS

TABLA 1: POPULARIDAD DEL GOBIERNO AZNAR (1996-2004)

Estimación OLS

R cuadrado	R cuadrado corregida	Error típ. de la estimación	Durbin-Watson
,85	,82	5,01	1,29

Variables independientes	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados		t	Sig.	Estadísticos de colinealidad	
	B	Error típ.	Beta				Tolerancia	FIV
Constante	-196,64	64,30			-3,06	,005		
Tasa de depreciación Economía retrospectiva	,49	,10	,46		4,91	,000	,70	1,43
Ideología	,18	,07	,23		2,51	,019	,74	1,35
	43,62	13,67	,30		3,19	,004	,70	1,45

Otan	16,06	5,14	,25	3,12	,004	,98	1,02
Iraq	-17,58	5,36	-,27	-3,28	,003	,90	1,11

Nota: El número de casos es 31. Para la primera unidad de observación (julio de 1996) se utilizó como variable dependiente retrasada los valores para el primer mes de Gobierno Aznar (mayo de 1996).

TABLA 2: FUNCIÓN DE LA DIFERENCIA ENTRE
LAS INTENCIONES DE VOTO AL PP Y AL PSOE (1996-2004)
Estimaciones OLS

R cuadrado	R cuadrado corregida	Error típ. de la estimación	Durbin-Watson
,80	,77	2,54	2,38

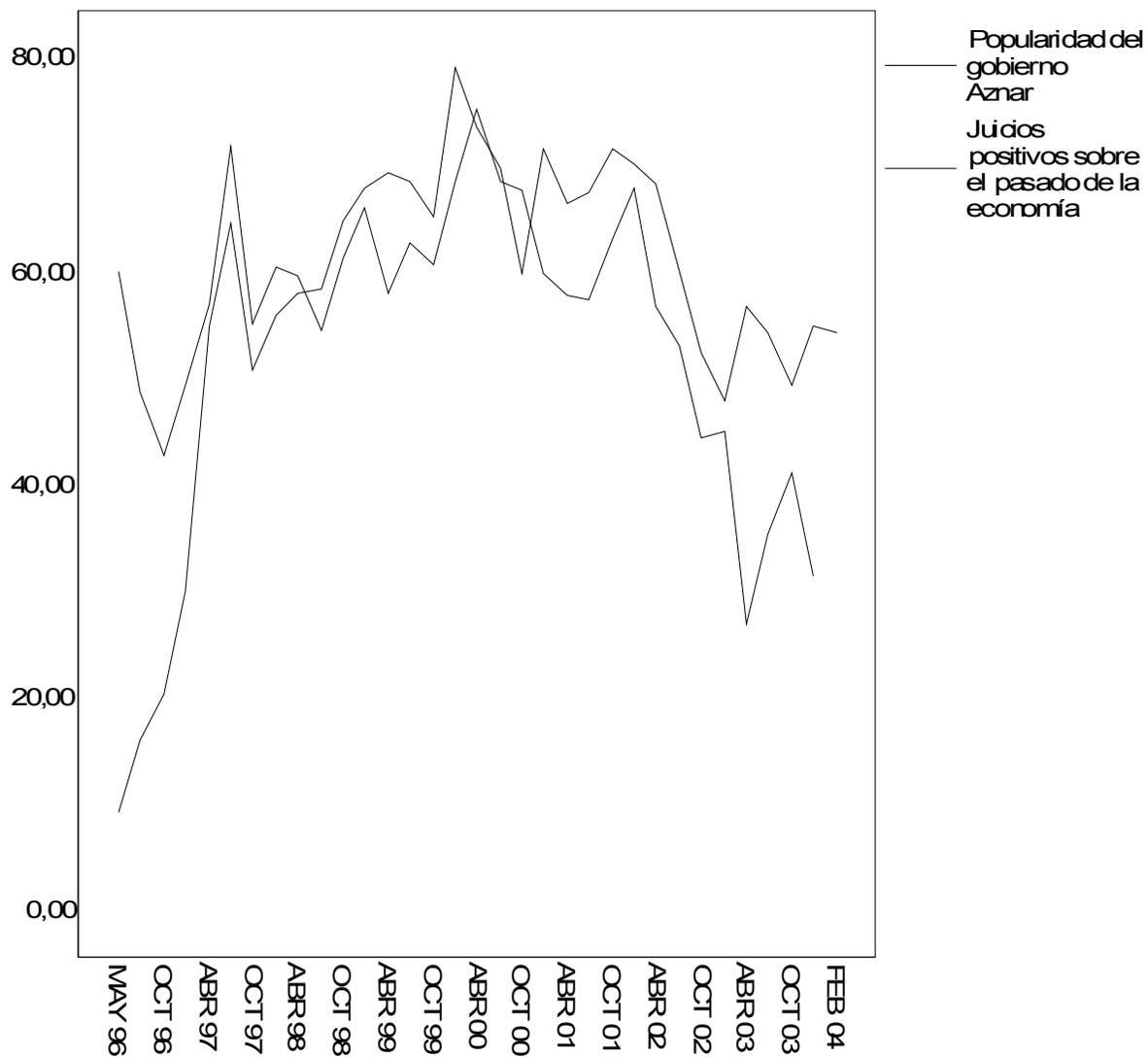
Variables independientes	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	t	Sig.	Estadísticos de colinealidad	
	B	Error típ.	Beta			Tolerancia	FIV
Constante	-138,95	39,23		-3,54	,002		
Tasa de depreciación	,29	,12	,29	2,40	,024	,54	1,87
Economía retrospectiva	,08	,04	,21	2,10	,046	,76	1,32
Ideología	27,87	8,09	,43	3,44	,002	,51	1,97
Reelección	7,42	2,86	,25	2,60	,015	,81	1,23

Nota: El número de casos es 31. Para la primera unidad de observación (julio de 1996) se utilizó como variable dependiente retrasada los valores para el primer mes de Gobierno Aznar (mayo de 1996).

TABLA 3: ESTIMATIVA DE LA DIFERENCIA DE INTENCIÓN DE VOTO
ENTRE EL PP Y EL PSOE EN FEBRERO DE 2004

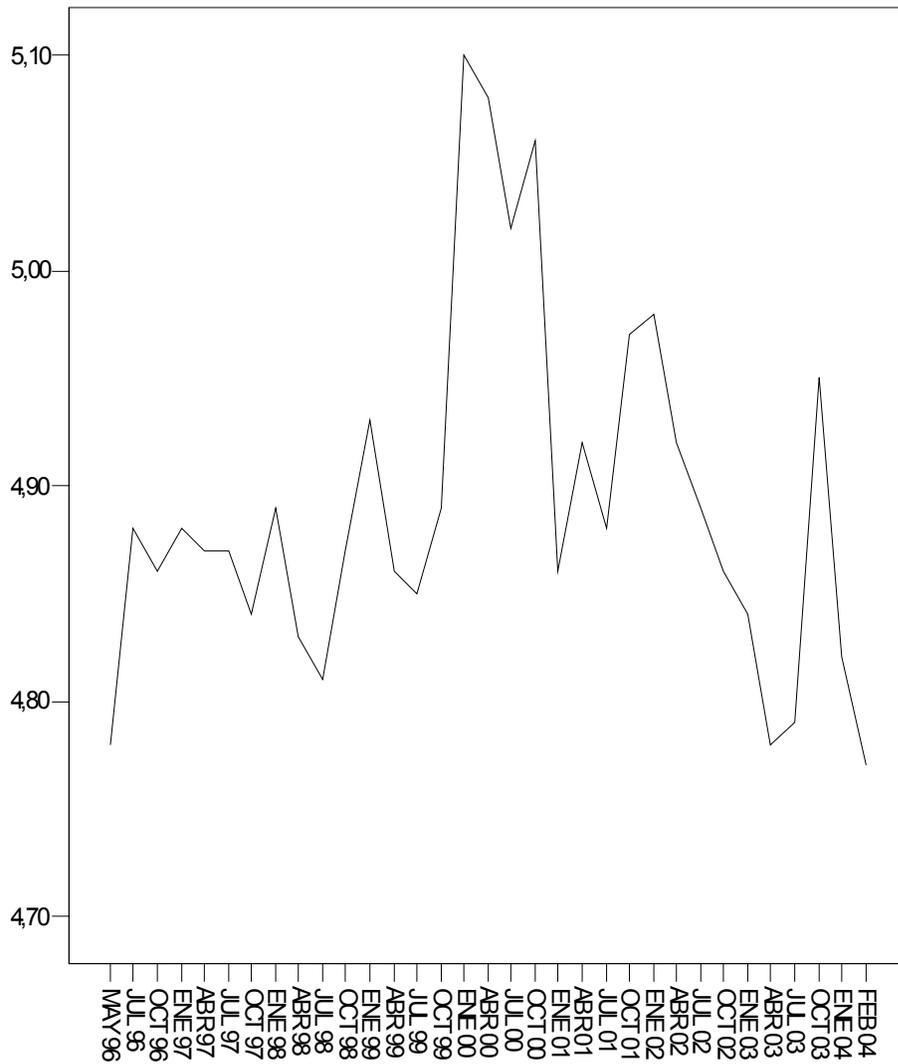
	Coeficientes	Valores para febrero de 2004
Constante	-138,95	1
Tasa de depreciación	,29	3,40
Economía retrospectiva	,08	54,20
Ideología	27,87	4,77
Predicción de “Voto al PP” – “Voto al PSOE”	-0,69	
Limite superior del intervalo de confianza al 95%	4,39 (o sea una victoria del PP por un margen de 4,39%)	
Limite inferior del intervalo de confianza al 95%	-5,77 (o sea una victoria del PSOE por un margen de 5,77%)	

GRÁFICO 1: POPULARIDAD DEL GOBIERNO AZNAR Y JUICIOS POSITIVOS SOBRE EL PASADO DE LA ECONOMÍA (1996-2004)



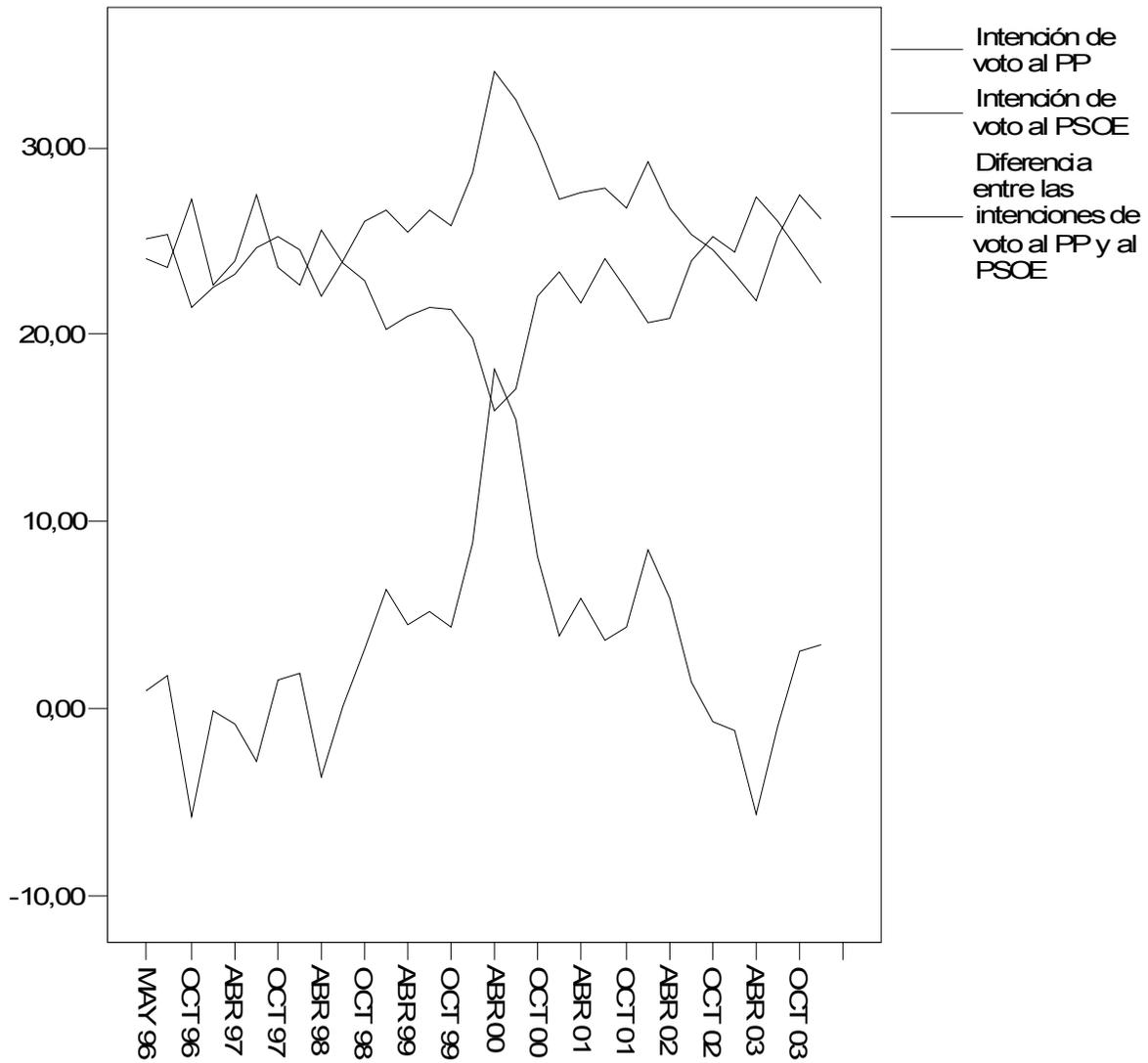
Fuente: Elaboración del autor a partir de datos del CIS.

GRÁFICO 2: PROMEDIO DE LA AUTOUBICACIÓN
IDEOLÓGICA DE LOS ESPAÑOLES (1996-2004)



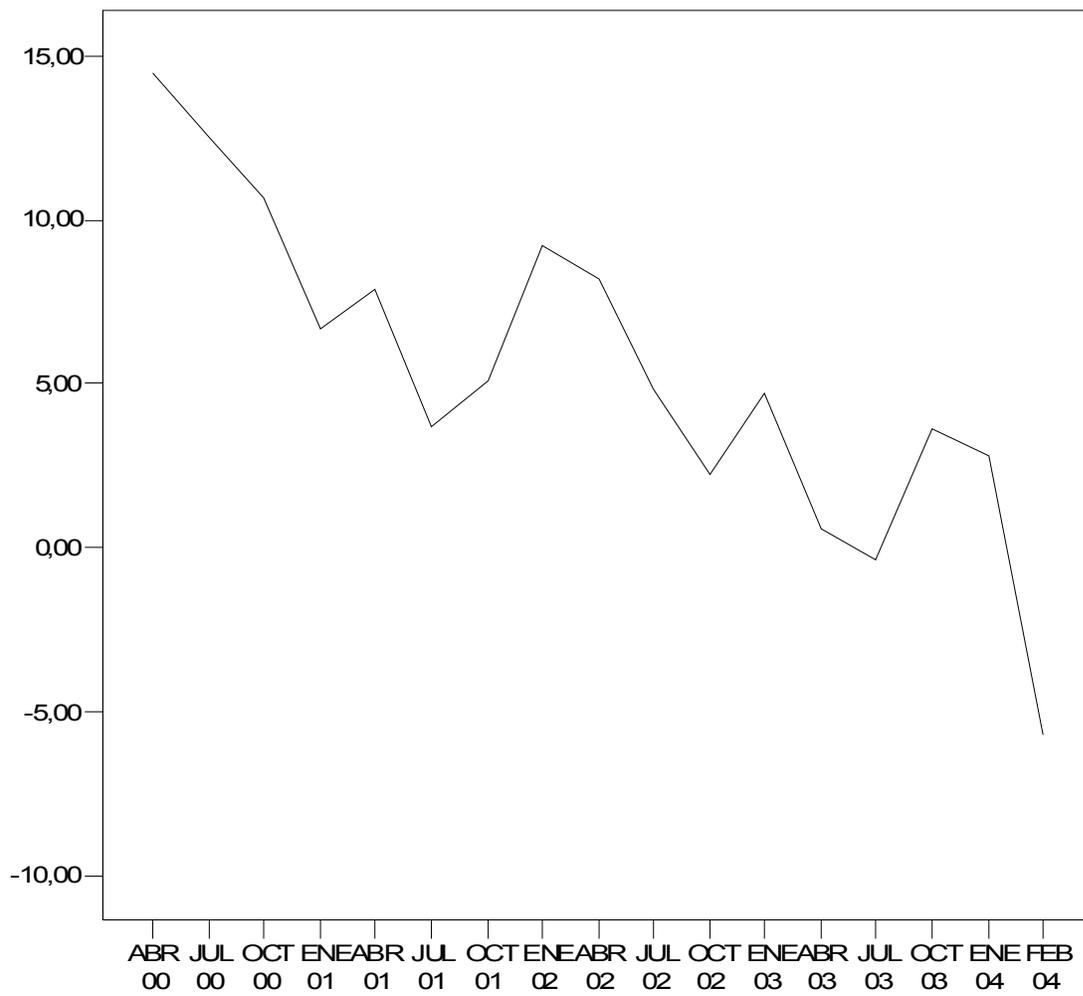
Fuente: Elaboración del autor a partir de datos del CIS.

GRÁFICO 3: INTENCIONES DE VOTO AL PP Y AL PSOE
Y SU DIFERENCIA (1996-2004)



Fuente: Elaboración del autor a partir de datos del CIS.

GRÁFICO 4: “ORGULLO” DE HABER VOTADO AL PP EN MARZO DE 2000 –
DIFERENCIA ENTRE LOS RECUERDOS DE VOTO AL PP Y AL PSOE (2000-2004)



Fuente: Elaboración del autor a partir de datos del CIS.