

Intención de voto en España 1978-2013. ¿Una Segunda Transición hacia una política extra-representativa?¹

Ismael Peña-López, Universitat Oberta de Catalunya

Resumen:

La decreciente valoración de las instituciones políticas en España a partir del año 2000 ha dado lugar a todo tipo de especulaciones sobre la desafección política, el fin del bipartidismo, el alejamiento del ciudadano de la democracia representativa e incluso una nueva transición hacia una regeneración democrática. En la presente investigación queremos identificar los fundamentos objetivos de tales afirmaciones, en especial (1) si ha habido cambios estructurales en la intención de voto y en qué sentido, (2) si hay, efectivamente, una crisis del bipartidismo y (3) si el cambio en la desafección – si lo hubiere – tiene alguna relación con los movimientos sociales y, en especial, el 15M.

Con los datos del Centro de Investigaciones Científicas sobre intención de voto, y utilizando análisis de varianzas univariante (ANOVA) y modelos autorregresivos integrados de media móvil (ARIMA), identificamos los puntos de inflexión y cambio de tendencia estadísticamente significativos para el período 1978-2013 de las variables bipartidismo (suma de intención de voto para el PP y el PSOE), alternativas (suma del resto de fuerzas políticas) y desafección (abstención y voto en blanco).

Nuestros resultados nos indican que hay dos grandes puntos de inflexión a ambos lados de una “pax bipartita” que marcan sendos cambios de tendencia en algunas variables y, sobre todo, en la relación de la mayoría de variables tomadas dos a dos. De lo que se desprende un nuevo papel de los partidos minoritarios así como un nuevo comportamiento de la desafección a partir de las generales de marzo de 2004. Los cambios no son una vuelta atrás en un movimiento simétrico hacia la Transición, sino un paso adelante hacia un nuevo escenario político.

Abstract:

The decreasing satisfaction with political institutions in Spain since 2000 have opened the game for all kind of speculations about political disaffection, the end of bipartidism, the estrangement of the citizen towards representative democracy and even a new transition towards a democratic regeneration. In the present research we aim at identifying the objective fundamentals of such statements, specially (1) whether there have been any structural changes in voting intention and in what direction, (2) whether there has effectively happened a crisis of bipartidism and (3) whether the change in disaffection – if any – has any relationship with social movements and, especially, the Spanish Indignados movement of the 15M.

¹ Agradezco a Claudia Malpica y Ana Sofía Cardenal las sugerencias que tan amablemente me hicieron llegar durante los primeros pasos de esta investigación.

With data from the Centro de Investigaciones Científicas on voting intention, and by means of univariate analysis of variance (ANOVA) and autoregressive integrated moving average (ARIMA) models, we identify the statistically significant turning points and changes of trend for the period 1978-2013 and the variables bipartidism (addition of voting intention for PP and PSOE), alternatives (addition of the rest of political forces) and disaffection (abstention and blank voting).

Our results show that there are two main turning points at both sides of a “bipartite pax” that mark two consequent changes of trend in some variables and, above all, in the relationship of most variables taken in pairs. This implies a new role of minority parties and a new behavior in disaffection after the general elections of March 2004. Indeed, these changes are not a symmetric return towards the Spanish Transition, but a step forward towards a new political scenario.

Palabras clave: transición, desafección, bipartidismo, intención de voto, participación extra-representativa

Keywords: transición, disaffection, bipartidism, voting intention, extra-representative participation

Sobre el autor:

Profesor de la Universitat Oberta de Catalunya, en los Estudios de Derecho y Ciencias Políticas, así como investigador del Internet Interdisciplinary Institute y el eLearn Center. Doctor en Sociedad de la Información y del Conocimiento y Licenciado en Ciencias Económicas y Empresariales (Economía Aplicada y Hacienda Pública).

Trabaja sobre el impacto de las Tecnologías de la Información y la Comunicación en el desarrollo. Su investigación se centra en la medida del desarrollo digital y la adopción de las TIC (e-readiness, brecha digital), así como el impacto de las TIC en el desarrollo y sus principales instituciones, especialmente en el ámbito la educación y la política.

Fue miembro fundador y más tarde director del Programa de Cooperación al Desarrollo de la UOC, donde trabajó sobre todo en los campos de e-learning para el desarrollo y el voluntariado en línea. Es el editor de ICTlogy (ISSN 1886-5208).

Introducción

En los últimos años – y muy especialmente a partir de 2000 – todos los indicadores que el CIS recoge sobre la situación política de España – confianza política, situación actual, expectativas – han emprendido una tendencia estable a la baja, perdiendo hasta 30 puntos en una década. A esta evidente desafección por la situación de la política se le une la identificación de las instituciones políticas como un problema (y no una solución) e incluso una causa a otras crisis (económica, financiera, de la misma legitimidad de dichas instituciones, etc.).

Si bien el nivel de participación electoral no se ha visto muy modificado por dichas turbulencias, sí existe un creciente debate a pie de calle que (1) identifica esta desafección con un cambio en la forma de entender la política por parte de los españoles y que, en consecuencia (2) se avecina el fin del bipartidismo, entendido este último como la abrumadora mayoría de escaños y votos que suman el Partido Socialista Obrero Español (PSOE) y el Partido Popular (PP) combinados.

La presente investigación pretende arrojar luz precisamente sobre estos dos últimos puntos así como sobre un tercero. Primero, hasta qué punto esta desafección es una cuestión meramente coyuntural o bien ha habido un punto de inflexión que suponga un cambio de tendencia respecto a épocas anteriores. Segundo, cuánto de verdad hay sobre la llamada crisis del bipartidismo. Tercero, qué impacto han tenido los movimientos sociales (como el 15M) en ambas cuestiones.

Intención de voto, voto estratégico y voto oculto

Para respondernos a las preguntas anteriores, utilizaremos la serie de datos que el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) recoge sobre intención de voto desde 1978 hasta nuestros días.

Si bien somos conscientes de que la intención de voto difiere del voto finalmente emitido, consideramos que tomar la intención de voto en lugar de los resultados electorales corrige en parte la existencia del voto estratégico. La existencia de este voto estratégico, entendido como el voto que se emite a favor de una opción no preferida pero más probable de tener escaños que la preferida (Lago Peñas, 2005) ha sido ya demostrada para el caso español (García Viñuela y Artés, 2009, entre otros).

Por otra parte, contra el uso de la intención de voto está el riesgo del voto oculto, donde el elector no es sincero a la hora de manifestar sus preferencias electorales. No obstante, para el caso español vemos (Urquiza Sancho, 2005) que o bien los resultados son poco significativos o bien los sesgos son pequeños en comparación con los resultados que vamos a obtener en nuestros propios análisis.

Hipótesis

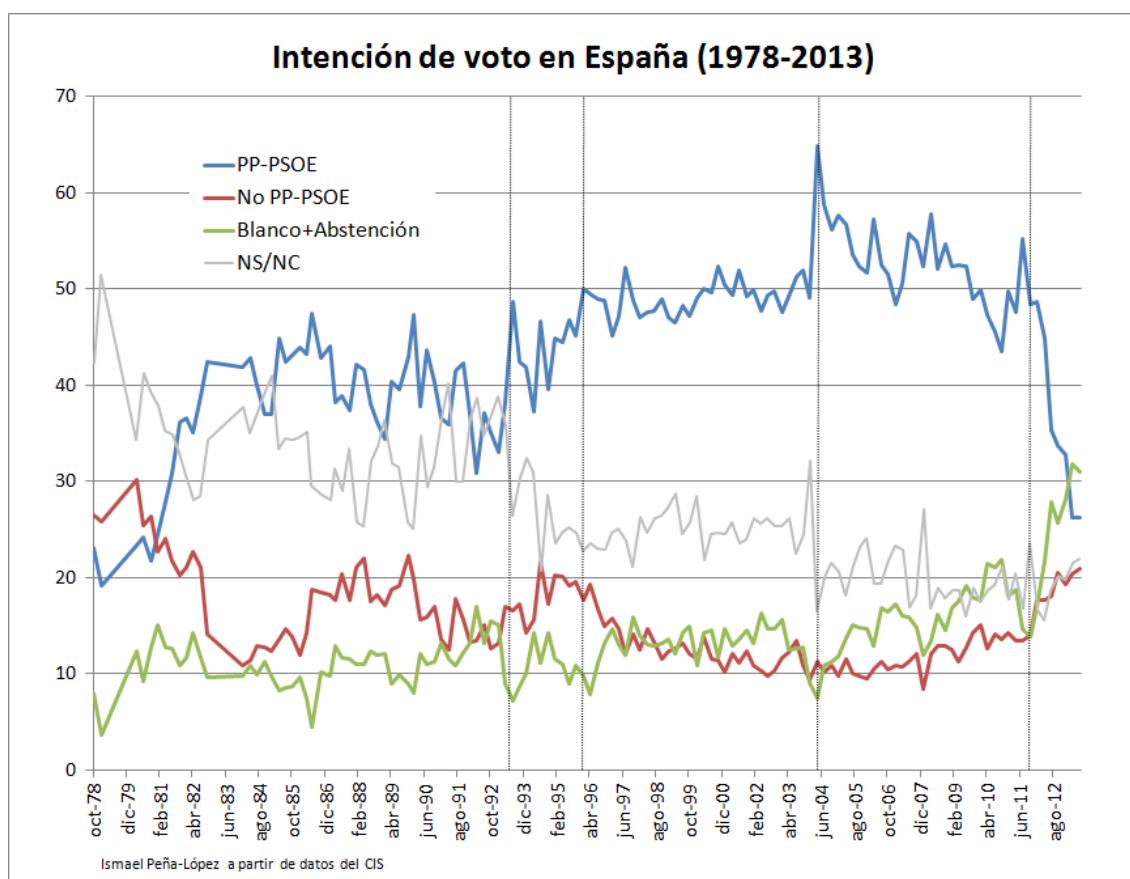


Gráfico 1: intención de voto en España (1978-2013)

El Gráfico 1 nos presenta una primera presentación visual de los datos. En él se muestran la evolución de la suma de los dos grandes partidos, el resto de alternativas políticas, la suma del voto en blanco y la abstención, y los que “no saben/no contestan”. Hemos marcado con rayas verticales, además, cuatro convocatorias de elecciones generales de especial significación, que desarrollaremos más tarde en los resultados.

De forma bastante clara podemos apreciar en el gráfico que las series parecen indicar que realmente hay al menos tres eras en la democracia de después de la dictadura de Francisco Franco: una era (I) de “convergencia” o de “ordenamiento” (1978-1996), una era (II) de “pax bipartita” (1996-2004) y una era (III) de desafección o crisis del bipartidismo (2004-2013), con sus puntos de inflexión claramente marcados alrededor de las elecciones que cambiaron el color del gobierno en 1996 y en 2004².

A la luz de esta primera exploración, elaboramos nuestras hipótesis de trabajo:

² Más adelante ahondaremos en la cuestión de si la “pax bipartidista” empezaría con el gobierno de José María Aznar o bien ya se adelantaba en el último gobierno de Felipe González.

- H1: Existen dos puntos de inflexión donde las tendencias de las tres variables – bipartidismo, alternativas, desafección – se ven alteradas de forma estructural para marcar un cambio de tendencia a largo plazo.
- H2: En términos de intención de voto, la era III que va de abril de 2004 a la actualidad se caracteriza por una pérdida de poder sostenida del bipartidismo así como un crecimiento sostenido de la desafección política.
- H3: El cambio de tendencia en la creciente desafección y decreciente apoyo al bipartidismo no se inició con los movimientos sociales alrededor del 15M (15 de mayo de 2011).

Metodología

Como hemos comentado, para el presente análisis se utilizará la intención de voto recogida por el CIS dentro de sus series de indicadores electorales. En concreto utilizaremos las series B606050500 (ene-2012 a abr-2013), B606050510 (abr-2008 a oct-2011), B606050520 (abr-2004 a ene-2008), B606050530 (abr-2000 a ene-2004), B606050540 (jul-1996 a feb-2000) y B606050550 (jun-1993 a ene-1996) y B606050030 (oct-1978 a may-1993). En conjunto hemos utilizado 132 valores, escogiendo de la última (mensual) los valores para los mismos meses que utilizan las otras dos³.

Con estos datos hemos creado tres variables fruto de la agregación de los indicadores:

- PPSOE: suma de la intención de voto al PP y PSOE. Esta variable será referida en el texto como bipartidismo o partidos mayoritarios.
- NOPPSOE: suma de la intención de voto al resto de formaciones. Esta variable será referida en el texto como partidos minoritarios o alternativas.
- ABSTBLANCO: suma de la intención de votar en blanco o abstenerse. Esta variable será referida en el texto indistintamente como desafección o abstención.
- Como se puede ver, hemos dejado de lado a los indecisos y a los que se niegan a responder. La razón ha sido que es externadamente difícil interpretar el signo del voto de estos ciudadanos, ya sea en el sentido de ocultar su voto o bien en el de ocultar su desafección, por no hablar de los realmente indecisos. En cualquier caso, y como veremos después, el (1) decrecimiento de los indecisos en la era 1978-1993, así como (2) la relativa estabilidad a largo plazo en las eras 1993-2004 y 2004-2013, si tienen un efecto en nuestros resultados, este se acerca más a reforzarlos que a ponerlos en duda.

Tal y como se propone en las hipótesis, nuestra intención es testear estadísticamente la significatividad de dichas eras, identificando – si los hubiere – los puntos de inflexión o cambios de tendencia que hay en cada serie temporal (bipartidismo, alternativas y

³ Con la excepción de jun-1986 para jul-1986, y notando la ausencia de 4 valores entre 1979 y 1980.

desafección) y que son estadísticamente significativos. Por supuesto, hemos ajustado la búsqueda de estos puntos de inflexión a dos criterios: el primero, según cambios notables en las relaciones de covarianza de las variables, realizados tanto a partir de los gráficos de dispersión como a partir de las tablas; el segundo, acorde con los sucesos acaecidos a lo largo de la serie, especialmente las convocatorias de elecciones generales.

De acuerdo con la metodología Box-Jenkins para el análisis de series temporales (Box, Jenkins, y Reinsel, 2008), además del análisis de covarianzas anteriormente relacionado, hemos realizados los siguientes estadísticos:

- Análisis de las varianzas (ANOVA). A partir de la creación de una variable auxiliar que señale la época (ERA = 1 para oct1978-oct1995; ERA = 2 para ene1996-ene2004; ERA = 3 para abr2004-jul2013) se realiza un test de la significatividad de la variable ERA multiplicado por la serie sobre la cual queremos analizar la existencia de puntos de inflexión / cambios de tendencia en lo que a la evolución de pares de variables se refiere.
- Análisis de autocorrelaciones (ACF) y autocorrelaciones parciales (PACF), para identificar el modelo de serie temporal, determinando el grado de autoregresividad de las series, así como ponderando la necesidad de utilizar diferencias no estacionarias o un modelo de medias móviles.
- Modelos autorregresivos integrados de media móvil (ARIMA). A partir de los cuales testaremos la hipótesis nula de que ha habido una “intervención” o un factor exógeno a la serie que ha provocado un cambio de tendencia en la misma.

Los resultados de estos estadísticos, pues, nos mostrarán si ha habido dos tipos de cambio:

1. En la tendencia de la evolución de las variables cogidas de dos en dos (p.ej. ha habido un cambio estructural en el comportamiento de la abstención respecto a los dos grandes partidos).
2. En la tendencia de la evolución de cada una de las variables tomadas aisladamente (p.ej. está el bipartidismo en crisis).

Resultados

Análisis de covarianza

Nuestro primer análisis centrado en la comparación de las covarianzas de las tres variables nos aporta unos primeros datos que vienen a reforzar nuestras sospechas sobre la existencia de tres eras en la democracia del postfranquismo, especialmente en aquello referido a la abstención.

Así, al calcular las covarianzas tanto para toda la serie completa (1978-2013) como para las distintas épocas, vemos que los comportamientos de la desafección comparados con

el bipartidismo y las alternativas ganan en significatividad al partir la serie en tres que al tomarla en su completitud. Este es un signo de que ha habido cambios importantes en la evolución de la relación de las series, lo que vendría a abonar la tesis de los puntos de inflexión.

No ocurre así con la evolución del par bipartidismo-alternativas, aunque sí es cierto que la última era tomada aislada tiene mayor significatividad que el total.

Dejaremos para la sección de Discusión nuestra interpretación sobre los cambios que sufren las distintas correlaciones entre variables.

oct1978-jul2013 (N=132)		PPSOE	NOPPSOE	ABSTBLANCO
PPSOE	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	1		
NOPPSOE	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	-,730** ,000	1	
ABSTBLANCO	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	-,059 ,504	-,099 ,258	1

Tabla 1: Correlaciones entre variables para toda la serie (oct 1978-jul2013).

oct1978-oct1995 (N=61)		PPSOE	NOPPSOE	ABSTBLANCO
PPSOE	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	1		
NOPPSOE	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	-,491** ,000	1	
ABSTBLANCO	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	-,287* ,025	-,094 ,472	1

Tabla 2: Correlaciones entre variables para la época I (oct 1978- oct1995).

ene1996-ene2004 (N=33)		PPSOE	NOPPSOE	ABSTBLANCO
PPSOE	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	1		
NOPPSOE	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	-,224 ,211	1	
ABSTBLANCO	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	-,273 ,124	-,406* ,019	1

Tabla 3: Correlaciones entre variables para la época II (ene1996-ene2004).

abr2004-jul2013 (N=38)		PPSOE	NOPPSOE	ABSTBLANCO
PPSOE	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	1		
NOPPSOE	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	-,848** ,000	1	
ABSTBLANCO	Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	-,961** ,000	,843** ,000	1

Tabla 4: Correlaciones entre variables para la época III (ene2004-jul2013).

Análisis de varianza univariante

Realizamos a continuación un análisis de varianza univariante que venga a completar el anterior análisis de covarianzas. Para ello, aplicamos dicho análisis comparando las variables de dos en dos (bipartidismo contra alternativas, bipartidismo contra desafección, alternativas contra desafección) y para cada par de eras consecutivas. Con ello, pretendemos ver si, a efectos de relaciones entre variables, ha habido un cambio de tendencia en dichas relaciones.

La Tabla 5 y la Tabla 6 nos ilustran un resumen de dicho análisis, que puede encontrarse al completo en el ANEXO I.

ERA I a II NI=61 NII=33	Modelo (Levene)	ERA	Variable indep.	V.indep x ERA
PPSOE	,000	,857	NOPPSOE ,023	,139
PPSOE	,000	,474	ABSBLANCO ,074	,342
NOPPSOE	,000	,886	PPSOE ,084	,972
NOPPSOE	,000	,991	ABSTBLANCO ,103	,416
ABSTBLANCO	,304	,247	PPSOE ,081	,390
ABSTBLANCO	,075	,032	NOPPSOE ,038	,130

Tabla 5: ANOVA del paso de la ERA I a la ERA II.

La primera columna denota la variable dependiente. Los valores numéricos el nivel de significatividad.

ERA II a III NII=33 NIII=38	Modelo (Levene)	ERA	Variable indep.	V.indep x ERA
PPSOE	,000	,000	NOPPSOE ,000	,000
PPSOE	,132	,000	ABSBLANCO ,000	,000
NOPPSOE	,275	,848	PPSOE ,004	,896
NOPPSOE	,429	,000	ABSTBLANCO ,909	,000
ABSTBLANCO	,368	,027	PPSOE ,000	,088
ABSTBLANCO	,001	,000	NOPPSOE ,000	,000

Tabla 6: ANOVA del paso de la ERA II a la ERA III.

La primera columna denota la variable dependiente. Los valores numéricos el nivel de significatividad.

Es fácil ver cómo, a pesar de algunos estadísticos significativos, solamente la relación del bipartidismo con los partidos alternativos, así como de la desafección también con aquellos es significativa tanto a nivel de modelo (test de Levene) como dentro de las pruebas inter-sujetos. Ello nos permite ya hacer una afirmación que elaboraremos más tarde en la discusión: más allá de si hay o no un punto de inflexión en las series de las variables a título individual, podemos afirmar que la relación del bipartidismo en relación a las alternativas políticas y de la desafección en relación también a las

alternativas políticas cambia significativamente a partir de marzo de 2004. Es decir, hay un punto de inflexión con cambio de tendencia significativo a partir de marzo de 2004 donde el bipartidismo y la desafección pasan a relacionarse de forma distinta con la evolución de los partidos minoritarios, invirtiéndose en ambos casos las relaciones que mantenían entre ellos hasta este momento: en términos netos, el bipartidismo perderá intención de voto a favor de las alternativas y la desafección, a su vez, dejará de competir con aquellas. Ello confirma parcialmente la primera y segunda hipótesis.

ARIMA

Para hacer el test del cambio de tendencia aplicamos el modelo autorregresivo integrado de media móvil. Como en el apartado anterior, presentamos en la Tabla 7 y Tabla 8 el resumen de los estadísticos, pudiéndose encontrar en su totalidad en el ANEXO II.

ERA I a II NI=61 NII=33	Identificación	Ljung-Box	Variable	ERA
PPSOE	ARIMA(0,0,0)	,000	,000	,000
NOPPSOE	ARIMA(0,0,0)	,000	,000	,000
ABSTBLANCO	ARIMA(0,0,0)	,016	,000	,000

Tabla 7: ARIMA del paso de la ERA I a la ERA II.
Los valores numéricos el nivel de significatividad.

ERA II a III NII=33 NIIE=38	Identificación	Ljung-Box	Variable	ERA
PPSOE	ARIMA(1,0,0)	,479	,813* ,000**	,000
NOPPSOE	ARIMA(1,1,0)	,150	,036* ,001**	,028
ABSTBLANCO	ARIMA(0,0,0)	,016	,105	,000

Tabla 8: ARIMA del paso de la ERA II a la ERA III.
Los valores numéricos el nivel de significatividad.

*: Sin retardo. **: Con retardo

Como muestran las tablas, y fruto de los análisis de autocorrelaciones y de autocorrelaciones parciales, 4 de los 6 modelos se identifican con series sin error sistemático, por lo que el modelo utilizado es un ARIMA(0,0,0). Para el caso del bipartidismo en el paso de la ERA II a la III identificamos un ARIMA con una relación autorregresiva de orden 1. La identificación para el caso de las alternativas para ese mismo cambio de era añade, además, un orden de desfase temporal.

Los resultados nos muestran dos puntos de inflexión claros y significativos, confirmando nuestra primera hipótesis: uno a partir de Enero de 1996, que podríamos identificar con el cambio de gobierno del PSOE al PP de las legislativas de marzo de ese año; el otro, con los hechos sucedidos desde los atentados de Atocha el 11 de marzo de 2004 a las legislativas que tuvieron lugar tres días después.

Respecto al primer punto de inflexión, al menos a nivel estadístico es casi incontestable. Es más, repetido el ejercicio para las anteriores legislativas (6 de junio de 1993 y, por tanto, tomando como corte los datos del CIS para abril/julio de 1993) también nos aparece significativo. Ello nos da una idea clara de cómo la última legislatura de Felipe González supone o bien la última o bien la primera a partir de la cual se instauran dos (o tres) legislaturas de total estabilidad en materia de intención de voto y de total hegemonía del bipartidismo.

No obstante, hemos optado por no considerar la opción de ampliar hacia atrás la “pax bipartita” dado que los resultados de comparar la ERA II y III empeoran levemente la significatividad (especialmente en el análisis ANOVA) y, por otra parte, son mucho menos intuitivos al volver a los gráficos de dispersión, como haremos en el próximo apartado.

Respecto a este segundo punto de inflexión, sigue siendo significativo para casi todas las variables y modelos aunque, precisamente, es en el bipartidismo donde tiene menos fortaleza. Así, si bien podemos afirmar que hay un cambio de tendencia estructural y significativo para la abstención y el voto en blanco sumados, no podemos afirmar con tanta rotundidad el fin del bipartidismo. Así pues, en conclusión, los resultados nos apuntan a un cambio de tendencia entre la era I y la era II para todas las variables. Es decir, podemos demostrar estadísticamente la diferencia entre una era de “convergencia” y la “pax bipartita” para todas y cada una de las variables cogidas individualmente. Respecto al fin de dicha era de estabilidad, solamente la desafección marca un cambio de rumbo estadísticamente significativo – aunque, recordemos, sí lo hacen las relaciones dos a dos de todas las variables –, abandonando la estabilidad para entrar en un crecimiento sostenido.

Discusión

Afianzados los puntos de inflexión y cambios de tendencia, así como también el análisis de varianza univariante, podemos ahora interpretar los gráficos de dispersión y, con el apoyo estadístico, aventurar algunas afirmaciones así como testear las hipótesis iniciales. Los gráficos que aparecen a continuación muestran la evolución de las series comparadas dos a dos. En verde aparecen los datos para la ERA I (1978-1996), en azul para la ERA II (1996-2004), y rojo para la ERA III (2004-2013). Las flechas negras nos ayudan a interpretar el movimiento del conjunto a lo largo del tiempo, ayudándonos de numeración romana allí donde las flechas son secuenciales (la flecha I indica el primer movimiento, normalmente de la serie parcial en verde; la flecha II el movimiento siguiente al descrito en la flecha anterior, normalmente de la serie parcial en rojo – la azul, por eliminación, pertenece a la “pax bipartita”).

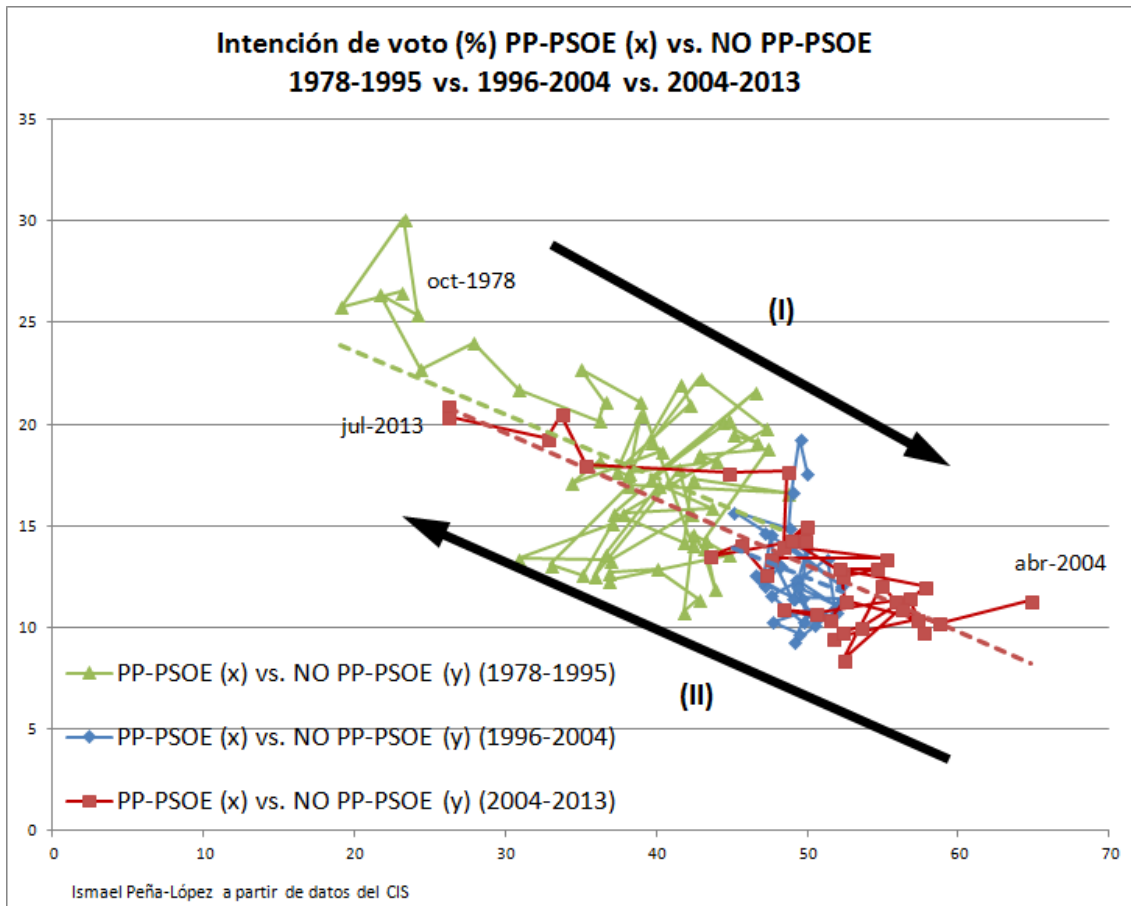


Gráfico 2: Intención de voto en España. Bipartidismo vs. Alternativas.

El Gráfico 2 nos muestra la evolución de la intención de voto a los dos grandes partidos (PP y PSOE, sumados) en comparación a la intención de voto favorable al resto de partidos. El movimiento de las series nos indica que, en general, los dos grandes partidos han competido contra el resto de formaciones tanto en la primera era como en la última, mientras que en la “pax bipartita” el status quo era tan poderoso que la variación tanto de una serie como de la otra es mínima y se mueve alrededor de cinco puntos máximo. Así, podemos afirmar que hay una primera era de concentración, una era que cabría pensar que sigue una cierta lógica de “supervivencia darwinista” en la recién estrenada democracia. Pasada esa era, así como la siguiente era de la “pax bipartita” de gran estabilidad, se abre otra era “de la desafección” que vuelve a incrementar la pluralidad de opciones, aunque, eso sí, más deshaciendo el camino recorrido que no iterando por nuevos trayectos.

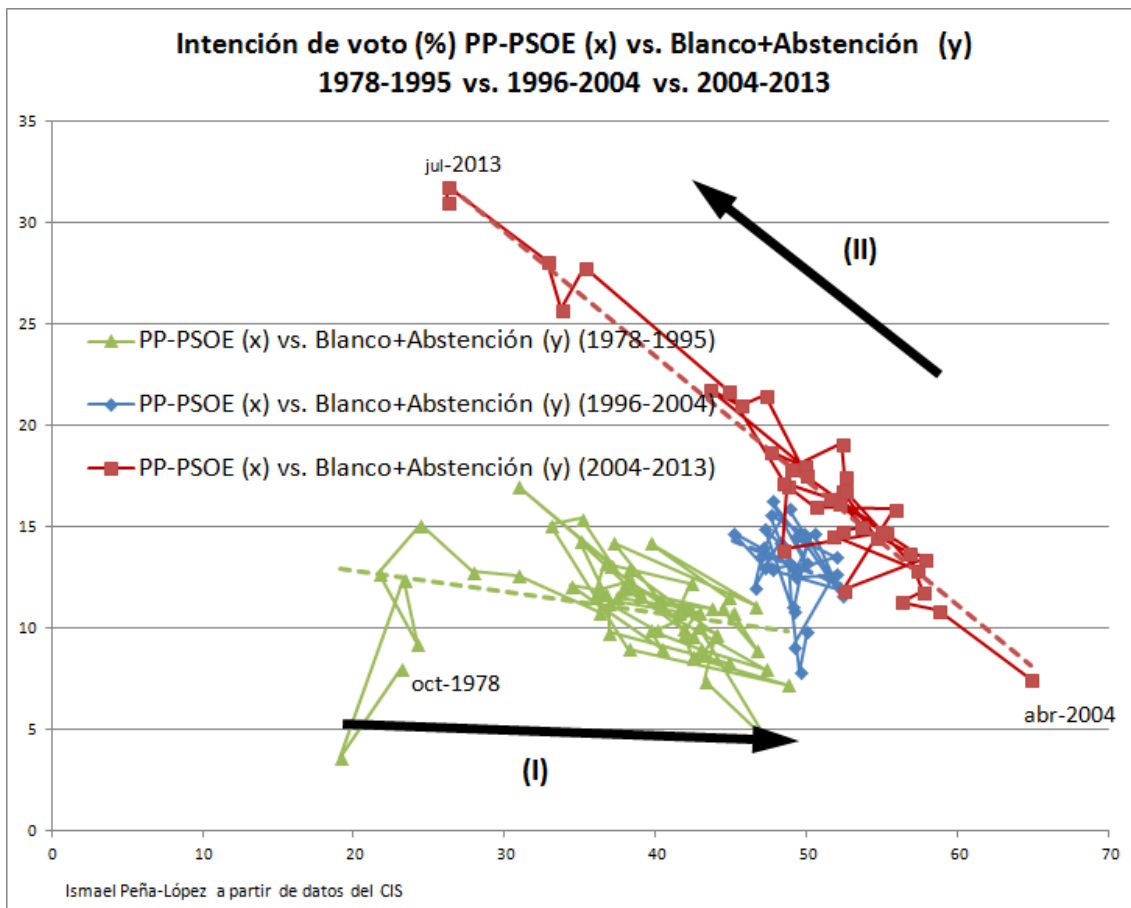


Gráfico 3: Intención de voto en España. Bipartidismo vs. Desafección.

No ocurre lo mismo con la abstención. En una primera y segunda eras, la abstención es pequeña y estable, siendo lo que varía las alternativas (como acabamos de apuntar) o bien los indecisos (tal y como mostraba el Gráfico 1), estos últimos fruto de la novedad de la democracia recobrada y que van acomodándose en las opciones que tienen a su disposición.

No obstante, a partir de marzo/abril de 2004 la abstención se dispara. Tal y como nos decían los análisis estadísticos, este cambio de tendencia, así como la relación entre variables, son ambos significativos, por lo que podemos afirmar que, al menos en los últimos 10 años hemos estado viviendo en lo que apunta como un cambio de era respecto a la o las anteriores, dado que la estabilidad había sido el rasgo diferencial tanto en la “convergencia” como en la “pax bipartita”.

El Gráfico 4, comparando las alternativas al bipartidismo y la desafección, aunque puede inferirse perfectamente de los anteriores, nos proporciona un punto de vista nuevo e interesante.

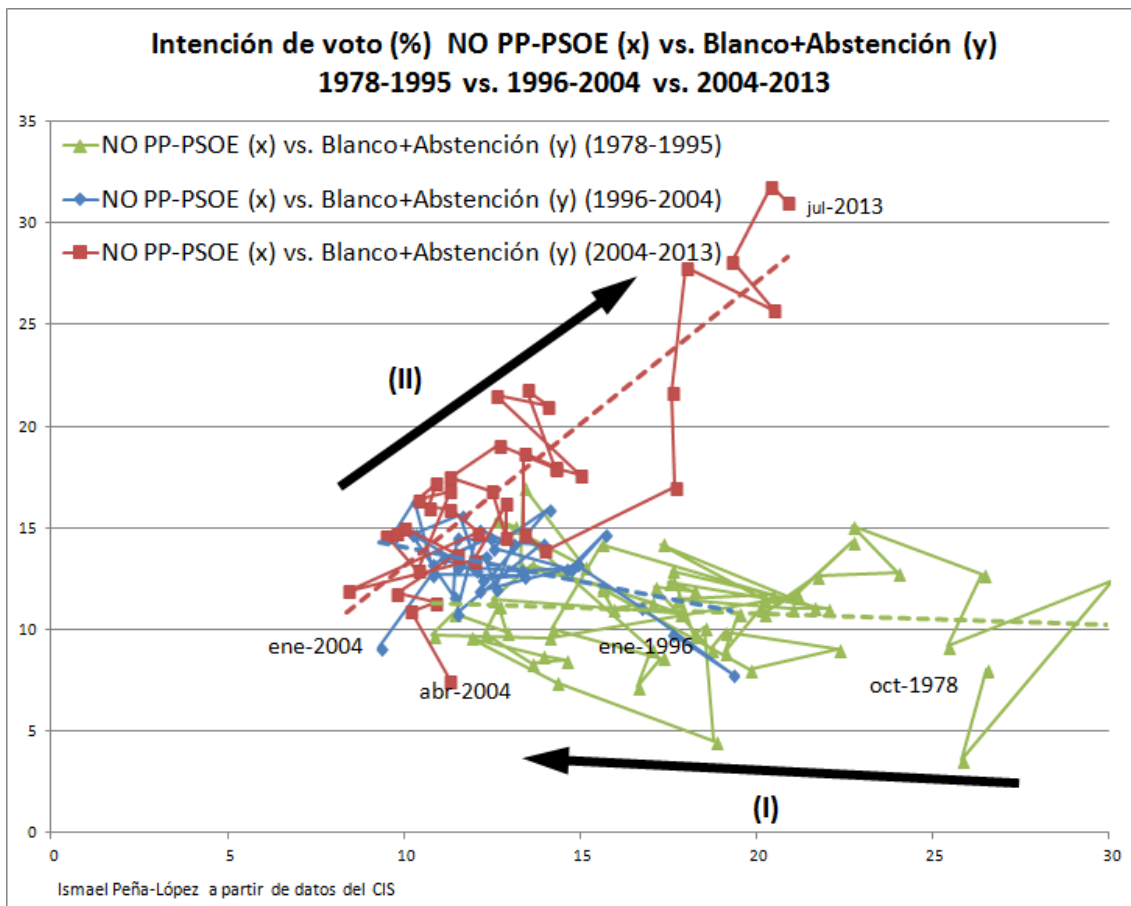


Gráfico 4: Intención de voto en España. Alternativas vs. Desafección.

Tal y como hemos visto en los dos gráficos anteriores, la primera era se caracteriza por una abstención y voto en blanco bastante estables, así como una importante pérdida de intención de voto (unos 20 puntos) de las alternativas políticas. Pasada la segunda era de estabilidad, la novedad viene a partir de 2004: tanto las alternativas como la desafección crecen ambas y de forma notable y sostenida, especialmente en los dos últimos años. Es decir, las alternativas al bipartidismo recuperan intención de voto pero no del caladero de la abstención, sino netamente del bipartidismo. O, dicho todavía de otro modo: el bipartidismo pierde intención de voto que se reparte (en términos netos) entre la intención de votar a otras formaciones o la desafección en forma de abstención y voto en blanco.

Como hemos dicho al principio, además, el hecho de que los indecisos tengan un peso pequeño y, a la vez, este se mantenga estable, refuerza y confirma la segunda hipótesis de un cambio de era caracterizada no por una desafección generalizada y discrecional, sino una desafección para con el bipartidismo.

En los tres siguientes gráficos queremos presentar las tres series de forma conjunta. O, mejor dicho, las comparaciones dos a dos del bipartidismo respecto a sus alternativas y la desafección. Con ello pretendemos ahondar en nuestra anterior afirmación sobre lo novedoso de la era III que va de marzo/abril de 2004 hasta julio de 2013. Creemos que el énfasis es necesario para recalcar las diferencias entre la era I (de “convergencia” que

podríamos identificar en gran parte con la Transición) y la era III, en la medida que pueda ser una Segunda Transición (¿hacia dónde? no lo sabemos todavía) no exactamente simétrica a la Primera.

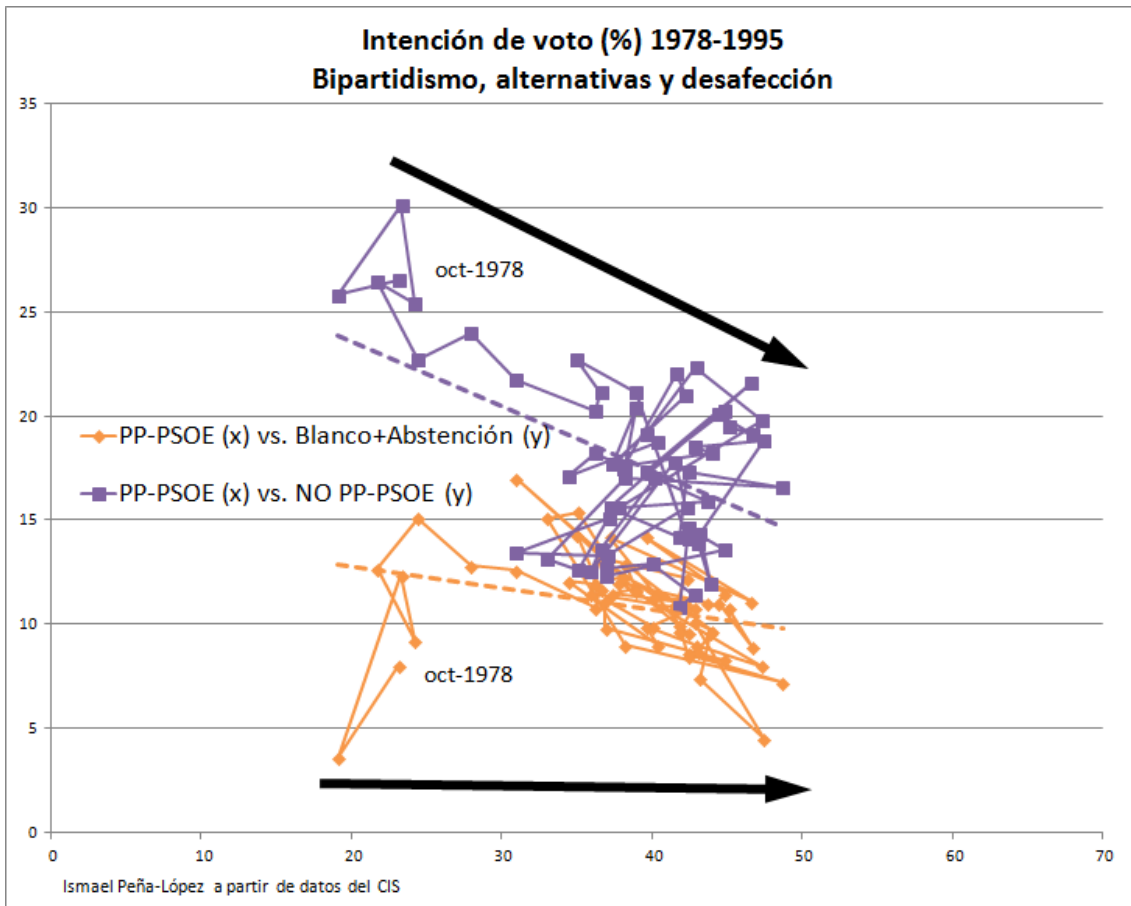


Gráfico 5: Intención de voto en España. Bipartidismo, alternativas y desafección 1978-1995.

El Gráfico 5 nos muestra la evolución del par bipartidismo-alternativas y bipartidismo-desafección para la era I (1978-1995). Como ya se ha apuntado, esta era se caracteriza por una concentración de la intención de voto en los dos grandes partidos a costa tanto de la competencia como – aunque de forma más leve – de la abstención y el voto en blanco (y de los indecisos, cabría añadir).

Pasada la era de la concentración bipartidista, se abre, hemos comentado también, una era de total estabilidad en lo que a intención de voto al bipartidismo se refiere (Gráfico 6). Vale la pena recuperar aquí el comentario que hacíamos anteriormente sobre la fecha de inicio de esta segunda era. Si bien muchos de los estadísticos que hemos realizado la sitúan de forma (casi) indistinta en materia de significatividad entre las legislativas de 1993 y las de 1996, el análisis visual nos hace decidirnos (además de la pequeña ganancia en significatividad, por supuesto) en el cambio de color en La Moncloa.

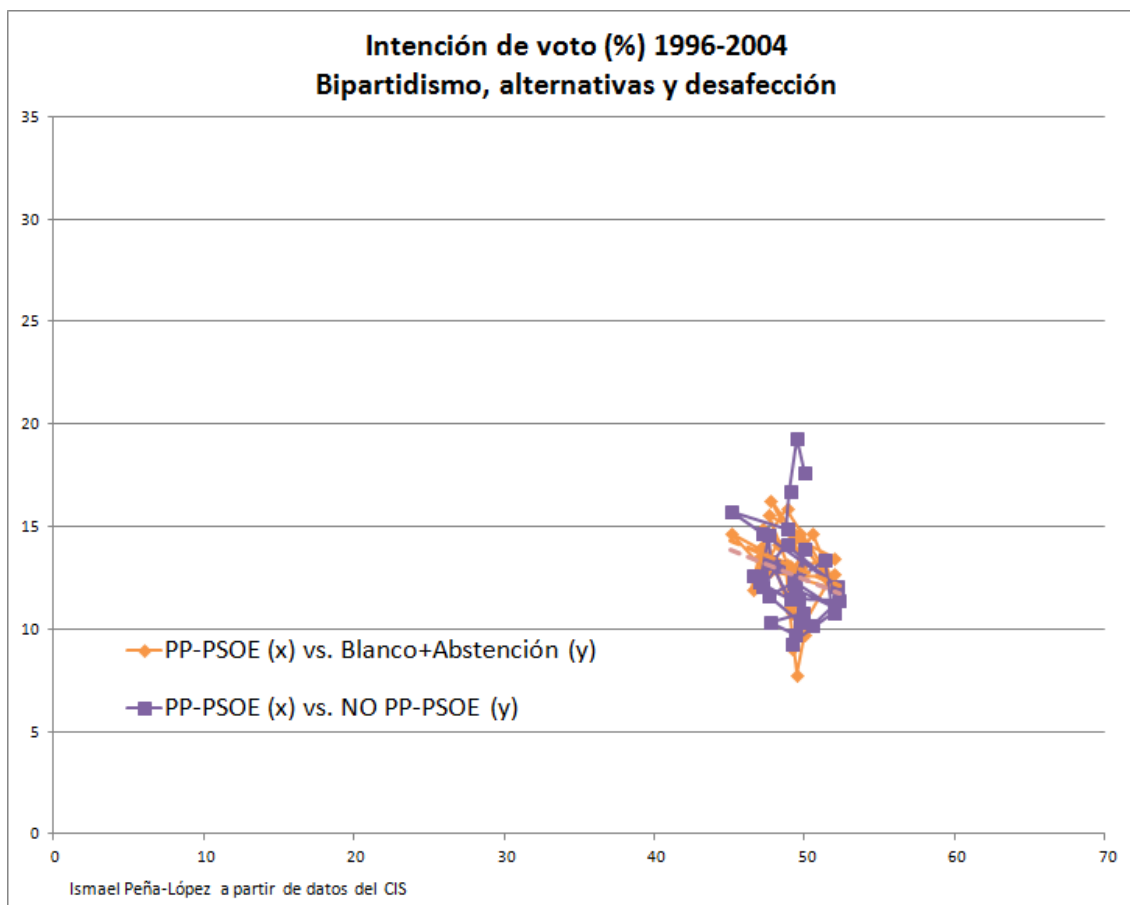


Gráfico 6: Intención de voto en España. Bipartidismo, alternativas y desafección 1996-2004.

Por último, el Gráfico 7 nos muestra la última era, la que se inicia con las legislativas de marzo de 2004 (y los atentados de Atocha tres días antes) y que alargamos hasta nuestros días. Antes de entrar a analizar el gráfico es conveniente poner en consideración que, al menos visualmente, también parece haber una acentuación de las tendencias iniciadas a partir de ese mes al llegar a mayo de 2011. No obstante, la falta de datos por lo reciente del evento no hace prudente un análisis estadístico para testear un tercer punto de inflexión y la consecuente entrada en una cuarta era, análisis que a todas luces sería muy poco robusto en términos estadísticos dados los pocos casos disponibles.

Dicho esto, lo que apreciamos en esta tercera era es una caída importante de la intención de voto a favor del bipartidismo a partir de dos cambios de relaciones con sendas variables: la desafección y la intención de votar a otras fuerzas. Hay, no obstante, dos diferencias fundamentales respecto a la primera era o de la Transición. La primera es que la desafección crece en la tercera era mucho más que lo que decrece en la primera. Es decir, más que deshacerse el camino iniciado en la Transición, lo que se hace es iniciar un nuevo camino hacia una desafección creciente y sostenida.

La segunda diferencia, y seguramente más importante, es que la desafección crece muy por encima de la intención de voto favorable a otras fuerzas, aspecto totalmente novedoso desde 1978. Según el punto que se tome para realizar los cálculos, solamente

uno de cada tres o uno de cada cuatro votos perdidos por el PP y el PSOE van – en términos netos, por supuesto – a un oponente político, mientras que el resto van a engrosar las filas de la desafección.

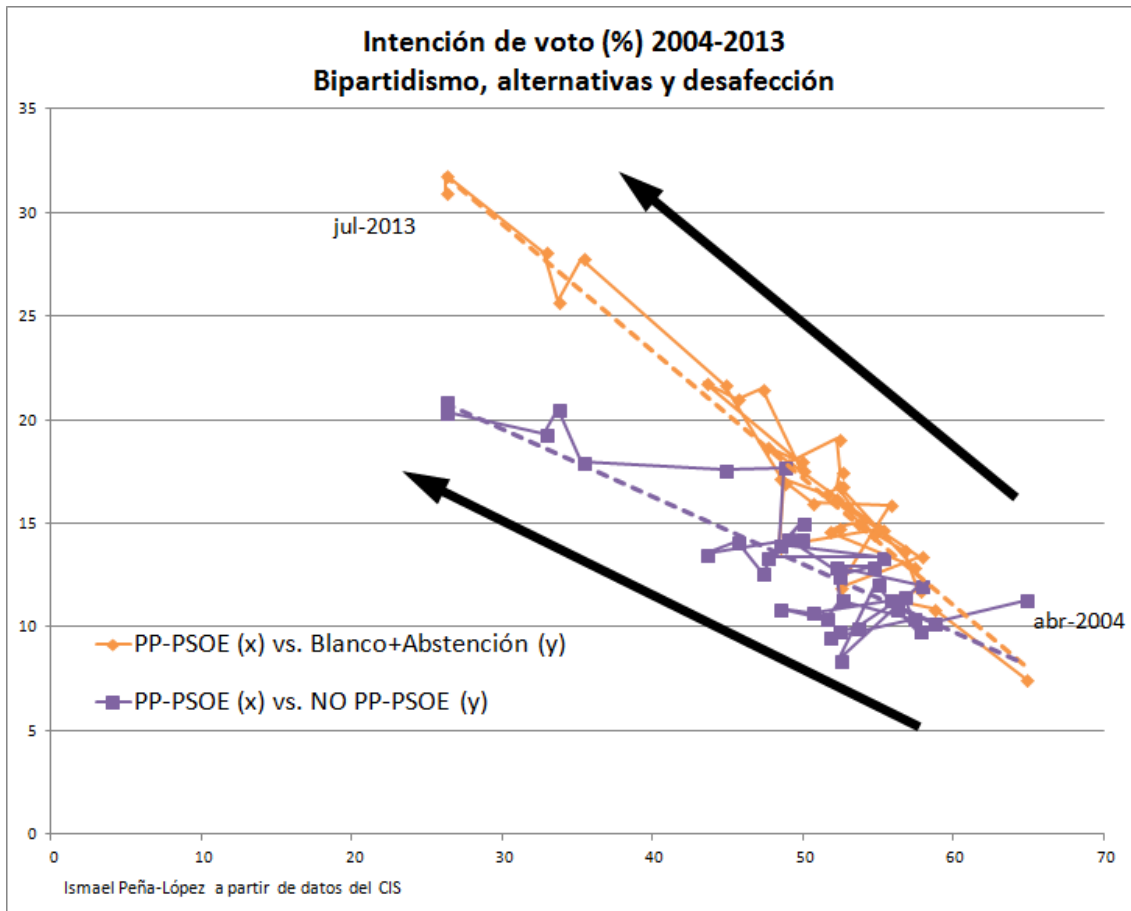


Gráfico 7: Intención de voto en España. Bipartidismo, alternativas y desafección 2004-2013.

Conclusiones

Para concluir, empecemos por recuperar aquí nuestra tercera hipótesis: tanto los análisis estadísticos como su traslación visual a los gráficos de dispersión nos confirman que hay un cambio de tendencia significativo alrededor de marzo de 2004 a dos niveles: la desafección pasa a crecer de forma importante, y la relación de la desafección con el bipartidismo también cambia y lo hace, de nuevo, de forma importante y estadísticamente significativa respecto a la era anterior. Este cambio, o estos cambios, no se dan – aunque es pronto para afirmar que no se den *también* – en mayo de 2011, sino mucho antes.

Así pues, podemos confirmar la existencia de tres eras (“convergencia”, “pax bipartita”, “desafección”) caracterizadas por relaciones de variables (bipartidismo, alternativas, desafección) dos a dos estadísticamente distintas entre era y era en al menos el caso del bipartidismo frente a las alternativas en la era III, y la desafección frente a las

alternativas para esa misma era (Tabla 7y Tabla 8). Además, las series mismas, de forma aislada, también sufren puntos de inflexión significativos en prácticamente todos los casos, siendo el del bipartidismo y las alternativas para el salto a la era III los más débiles.

En otras palabras, hay un cambio importante en el comportamiento de la intención de voto hacia el bipartidismo o hacia la abstención, y en ambos casos juegan un papel importante las alternativas políticas, especialmente después de mayo de 2004. Este cambio va asociado, además, a un brusco pero sostenido cambio de tendencia de la abstención y el voto en blanco que no depende tanto de la relación con otras variables sino que responde a otros factores exógenos.

Estos resultados vienen a ponderar – o a reforzar – lo ya explicado por Lago Peñas y Montero (2005) alrededor de los hechos del 11, 12 y 13 de mayo de 2004 (Traficantes de Sueños, 2004) y su impacto en las elecciones generales. Si bien, pues, ese impacto directo fue pequeño según los autores, creemos legítimo pensar que el impacto indirecto y a largo plazo pudo ser mayor. Así, y ampliando un poco el teleobjetivo, la combinación de los atentados, el “efecto intruso” o “efecto usurpación” del poder por parte de un Presidente “no esperado”, así como la posterior etapa bronca y de alto voltaje en la política española – la llamada Crispación – podrían haberse cobrado como víctimas una creciente desafección que se activa a partir de esas fechas, y no (a) con la posterior crisis financiera y económica a partir de 2008, y tampoco con (b) los movimientos ciudadanos de protesta que hemos venido a englobar como movimientos sociales o 15M.

Respecto a estos últimos, si bien hemos ya apuntado que es pronto para sacar conclusiones sobre el impacto del 15M en la intención de voto, sí podemos establecer algunas comparaciones con la literatura existente. Así, Anduiza et al. (2012) nos hablan del impacto de las movilizaciones sobre la probabilidad no de votar en sí, sino de votar por partidos distintos a los grandes (léase, para nuestro caso, el bipartidismo).

En la misma línea, ya nos advertía antes Padró-Solanet (2010) que la exposición a la información política online aumentaba la probabilidad o bien de la abstención o bien de votar a fuerzas minoritarias.

Ambas afirmaciones se ven reforzadas con nuestro análisis y vienen a confirmar el impacto a medio plazo (y a veces incluso a corto) de la fuerte entrada en la arena política del ciberactivismo y la tecnopolítica (Alcazan et al., 2012; Toret, 2013). En el caso que nos atañe, parece plausible creer – aunque difícil demostrar, por supuesto – que las protestas iniciadas en 2004 habrían supuesto una primera toma de conciencia de las nuevas formas de hacer política. Estas nuevas formas habrían estado probándose y mejorándose a lo largo de los años siguientes – en movimientos como la Plataforma por una Vivienda Digna (2003/2004), V de Vivienda y (2006) o la Plataforma de Afectados por la Hipoteca (2009) y otros herederos de los movimientos alterglobalización – para acabar poniendo en marcha su “prueba piloto” a gran escala durante el 15M2011 y meses siguientes. Si bien nuestros datos no demuestran esta teoría, sí la refuerzan al

mostrar, claramente, la ruptura de tendencias a partir de marzo de 2004 así como el nuevo papel de las fuerzas políticas minoritarias y el destacado cambio de tendencia de la desafección.

¿Desafección? Probablemente no. Teniendo en cuenta la estabilidad de la abstención y el voto en blanco en España, más que desafección por la política lo que se insinúa es un abandono de la confianza en la política representativa, tal y como también corroboran los indicadores del CIS sobre situación política. Y este abandono de la política representativa lo es a favor de otras formas de participación (Katz et al., 2001; Morales Diez de Ulzurrun, 2005; Norris y Curtice, 2006; Rainie et al., 2011; Soler i Martí, 2013, entre muchos otros), muchas de ellas facilitadas por las Tecnologías de la Información y la Comunicación.

De esta forma, el acicate del empeoramiento de la calidad democrática percibida por los españoles a partir de 2004, a la vez que la oportunidad de un nuevo tipo de participación de la mano de las TIC (y muy especialmente a partir de la eclosión de las TIC más sociales) habría despertado esa “democracia sigilosa” (Hibbing y Theiss-Morse, 2002) que ahora querría retomar el control sobre los procesos de toma de decisiones (Font et al., 2012), especialmente ahora que puede (Cantijoch, 2009; Castells, 2012).

Si estas nuevas derivas desembocarán en una dictadura de unas nuevas élites digitales (Breindl y Gustafsson, 2011; Breindl, 2012) o bien hacia otra forma de hacer política (Subirats, 2011) es algo que está por ver.

Lo que sí sabemos, y nuestra investigación viene a reforzar (o, en todo caso, a no desmentir), es que poco a poco, de forma más visible o de forma más tácita, los movimientos sociales van teniendo un impacto en la vida política, a base de capilarizar sus ideas en la agenda pública (Christensen, 2011; Peña-Lopez, 2013), de transformar prácticas de participación política o, directamente, ejerciendo presión sobre los tomadores de decisiones.

Cabría preguntarse hasta qué punto estos movimientos sociales son causa o consecuencia de los cambios percibidos a partir de marzo de 2004 en la intención de voto en España. No nos dejemos engañar por el corto plazo: si bien es cierto que la eclosión del 15M es años después del 14M, el “¡Pásalo!” y la toma de conciencia de una forma alternativa de organizarse sí coincide en el tiempo. Que la maceración pueda haber sido larga es otra cuestión.

O cabría preguntarse – invirtiendo el orden de la causalidad – si no puede haber sido la crisis del bipartidismo, la desafección y la parcial falta de respuesta de las formaciones minoritarias lo que ha empujado a muchos ciudadanos no solamente a no votar, sino a optar por una participación fuera de las instituciones, extra-representativa, en una suerte de “para-instituciones” (Peña-López et al; 2013) sin intermediarios, más directa, personal, flexible.

Bibliografía

Alcazan, Arnau Monty, Axebra, Simona Levi, Quodlibetat, SuNotissima,, & Javier Toret (2012) *Tecnopolítica, Internet y R-Evoluciones. Sobre la Centralidad de Redes Digitales en el #15M*. Icaria: Barcelona.

Anduiza, Eva, Irene Martín & Araceli Mateos. 2012. “Las consecuencias electorales del 15M en las elecciones generales de 2011”. En *Arbor. Ciencia, Pensamiento y Cultura*, 188 (756). UAB: Barcelona.

Disponible en web:

<http://democracia.uab.cat/images/publications/anduizaetal.pdf>

[Consulta: 27 de marzo de 2013]

Box, George E.P., Gwilym M. Jenkins & Gregory C. Reinsel. 2008. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. 4th Edition John Wiley and Sons: Indianapolis.

Breindl, Yana & Nils Gustafsson (2011) “Leetocracy: Networked Political Activism or the Continuation of Elitism in Competitive Democracy”. En Daniel Araya, Yana Breindl y Tessa J. Houghton (Eds.), *Nexus: New Intersections in Internet Research*, Chapter 9, 193-212 Peter Lang: New York.

Breindl, Yana . 2012. “The Dynamics of Participation and Organisation in European Digital Rights Campaigning”. En *eJournal of eDemocracy and Open Government*, 4 (1), 24-44. Danube-University Krems: Krems.

Disponible en web:

<http://www.jedem.org/article/view/96>

[Consulta: 13 de marzo de 2013]

Cantijoch, Marta . 2009. *Reinforcement and mobilization: the influence of the Internet on different types of political participation*. Prepared for the seminar Citizen Politics: Are the New Media Reshaping Political Engagement? Barcelona, May 28th-30th 2009 IGOP: Barcelona.

Castells, Manuel . 2012. *Redes de indignación y esperanza*. Alianza Editorial: Madrid.

Christensen, Henrik Serup . 2011. “Political activities on the Internet: Slacktivism or political participation by other means?”. En *First Monday*, February 2011, 16 (2). First Monday: [online].

Disponible en web:

<http://firstmonday.org/htbin/cgiwrap/bin/ojs/index.php/fm/article/view/3336/2767>

[Consulta: 29 de noviembre de 2012]

Font, Joan, Clemente Navarro, Magdalena Wojcieszak & Pau Alarcón. 2012. *¿"Democracia sigilosa" en España? Preferencias de la ciudadanía española sobre las formas de decisión política y sus factores explicativos*. Opiniones y actitudes, nº71 Centro de Investigaciones Sociológicas: Madrid.

Disponible en web:

<http://libreria.cis.es/static/pdf/OA71acc.pdf>

[Consulta: 03 de diciembre de 2012]

- García Viñuela, Enrique & Joaquín Artés. 2009. “Una estimación del voto estratégico en las elecciones generales españolas, 2000-2008”. En *Papeles de trabajo*, P. T. N.o 7/09. Instituto de Estudios Fiscales: Madrid.
 Disponible en web:
http://www.ief.es/contadorDocumentos.aspx?URLDocumento=/documentos/recursos/publicaciones/papeles_trabajo/2009_07.pdf
 [Consulta: 05 de septiembre de 2013]
- Hibbing, John R. & Elizabeth Theiss-Morse. 2002. *Stealth Democracy: Americans' Beliefs About How Government Should Work*. Cambridge University Press: New York.
- Katz, James E., Ronald E. Rice & Philip Aspden. 2001. “The Internet, 1995-2000: Access, Civic Involvement, and Social Interaction”. En *American Behavioral Scientist*, 45 (3), 405-419. SAGE Publications: London.
- Lago Peñas, Ignacio . 2005. *El voto estratégico en las elecciones generales en España (1977-2000)*. CIS: Madrid.
- Lago Peñas, Ignacio & José Ramón Montero. 2005. “Los mecanismos del cambio electoral del 11-M al 14-M”. En *Claves de razón práctica*, 149, 36-45. PROGRESA: Madrid.
- Morales Diez de Ulzurrun, Laura . 2005. “¿Existe una crisis participativa? La evolución de la participación política y el asociacionismo en España”. En *Revista española de ciencia política*, 2005 (13), 51-87. Asociación Española de Ciencia Política y de la Administración: Madrid.
- Norris, Pippa & John Curtice. 2006. “If You Build a Political Web Site, Will They Come? The Internet and Political Activism in Britain”. En *International Journal of Electronic Government Research*, 2 (2), 1-21. IGI Global: Hershey.
- Ogilvy Public Relations Worldwide & John Curtice. 2011. *Dynamics of Cause Engagement*. Georgetown University: Arlington.
 Disponible en web:
<http://csic.georgetown.edu/research/215767.html>
 [Consulta: 29 de noviembre de 2012]
- Padró-Solanet, Albert . 2010. *Internet and Votes: The Impact of New ICTs in the 2008 Spanish Parliamentary Elections*. Communication presented at the Internet, Politics, Policy 2010: An Impact Assessment conference, 16-17 September 2010 Oxford Internet Institute: Oxford.
- Peña-López, Ismael . 2013. “Casual Politics: From slacktivism to emergent movements and pattern recognition”. En Joan Balcells *et al.* (Coords.), *Big Data: Challenges and Opportunities*. Proceedings of the 9th International Conference on Internet, Law & Politics. Universitat Oberta de Catalunya, Barcelona, 25-26 June, 2013 UOC: Barcelona.
 Disponible en web:
http://ictlogy.net/articles/20130626_ismael_pena-lopez_-_casual_politics_slacktivism_emergent_movements_pattern_recognition.pdf
 [Consulta: 26 de junio de 2013]

Peña-López, Ismael, Mariluz Congosto & Pablo Aragón. 2013. "Spanish Indignados and the evolution of 15M: towards networked para-institutions". En Joan Balcells *et al.* (Coords.), *Big Data: Challenges and Opportunities*. Proceedings of the 9th International Conference on Internet, Law & Politics. Universitat Oberta de Catalunya, Barcelona, 25-26 June, 2013 UOC: Barcelona.

Disponible en web:

http://ictlogy.net/articles/20130626_ictlogist_congosto_elaragon_-_spanish_indignados_networked_parainstitutions.pdf

[Consulta: 26 de junio de 2013]

Rainie, Lee, Kristen Purcell & Aaron Smith. 2011. *The social side of the internet*. Pew Internet & American Life Project: Washington, DC.

Disponible en web:

<http://www.pewinternet.org/Reports/2011/The-Social-Side-of-the-Internet.aspx>

[Consulta: 20 de enero de 2011]

Soler i Martí, Roger . 2013. *Democràcia, participació i joventut. Una anàlisi de l'Enquesta de participació i política 2011*. Col·lecció: Aportacions, núm. 51 Generalitat de Catalunya: Barcelona.

Disponible en web:

http://www20.gencat.cat/docs/Joventut/Documents/Arxiu/Publicacions/Col_Aportacions/Aportacions_51_EPP.pdf

[Consulta: 31 de julio de 2013]

Subirats, Joan . 2011. *Otra Sociedad ¿Otra Política? De «no nos representan» a la democracia de lo común*. Icaria: Barcelona.

Toret, Javier . 2013. *Tecnopolítica: la potencia de las multitudes conectadas. El sistema red 15M, un nuevo paradigma de la política distribuida*. UOC-IN3: Barcelona.

Disponible en web:

http://in3wps.uoc.edu/index.php/in3-working-paper-series/article/download/1878/n13_toret

[Consulta: 22 de junio de 2013]

Traficantes de Sueños . 2004. *¡Pásalo! Relatos y análisis sobre el 11-M y los días que le siguieron*. Traficantes de Sueños: Madrid.

Urquizu Sancho, Ignacio . 2005. "El voto oculto en España". En *Revista española de ciencia política, 2005* (13), 119-156. Asociación Española de Ciencia Política y de la Administración: Madrid.

Disponible en web:

<http://www.recp.es/index.php/recp/article/download/231/175>

[Consulta: 05 de septiembre de 2013]

ANEXO I: Análisis de varianza univariante

Cambios de tendencia de la ERA I a la ERA II. Bipartidismo

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:PPSOE

F	gl1	gl2	Sig.
30,663	1	92	,000

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + NOPPSOE + ERA * NOPPSOE

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:PPSOE

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	3127,997 ^a	3	1042,666	43,490	,000
Intersección	8160,311	1	8160,311	340,373	,000
ERA	,778	1	,778	,032	,857
NOPPSOE	128,418	1	128,418	5,356	,023
ERA * NOPPSOE	53,403	1	53,403	2,227	,139
Error	2157,715	90	23,975		
Total	171782,810	94			
Total corregida	5285,712	93			

a. R cuadrado = ,592 (R cuadrado corregida = ,578)

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:PPSOE

F	gl1	gl2	Sig.
13,426	1	92	,000

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + ABSTBLANCO + ERA * ABSTBLANCO

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:PPSOE

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	2697,157 ^a	3	899,052	31,259	,000
Intersección	5249,175	1	5249,175	182,506	,000
ERA	14,856	1	14,856	,517	,474
ABSTBLANCO	94,297	1	94,297	3,279	,074
ERA * ABSTBLANCO	26,282	1	26,282	,914	,342
Error	2588,555	90	28,762		
Total	171782,810	94			
Total corregida	5285,712	93			

a. R cuadrado = ,510 (R cuadrado corregida = ,494)

Cambios de tendencia de la ERA I a la ERA II. Alternativas

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:NOPPSOE

F	gl1	gl2	Sig.
14,198	1	92	,000

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + PPSOE + ERA * PPSOE

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:NOPPSOE

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	846,197 ^a	3	282,066	25,662	,000
Intersección	123,957	1	123,957	11,277	,001
ERA	,227	1	,227	,021	,886
PPSOE	33,576	1	33,576	3,055	,084
ERA * PPSOE	,014	1	,014	,001	,972
Error	989,259	90	10,992		
Total	26111,120	94			
Total corregida	1835,457	93			

a. R cuadrado = ,461 (R cuadrado corregida = ,443)

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:NOPPSOE

F	gl1	gl2	Sig.
13,099	1	92	,000

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + ABSTBLANCO + ERA * ABSTBLANCO

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:NOPPSOE

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	610,470 ^a	3	203,490	14,950	,000
Intersección	801,711	1	801,711	58,902	,000
ERA	,172	1	,172	,013	,911
ABSTBLANCO	37,005	1	37,005	2,719	,103
ERA * ABSTBLANCO	9,084	1	9,084	,667	,416
Error	1224,987	90	13,611		
Total	26111,120	94			
Total corregida	1835,457	93			

a. R cuadrado = ,333 (R cuadrado corregida = ,310)

Cambios de tendencia de la ERA I a la ERA II. Desafección

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:ABSTBLANCO

F	gl1	gl2	Sig.
1,068	1	92	,304

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + PPSOE + ERA * PPSOE

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:ABSTBLANCO

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	143,597 ^a	3	47,866	9,949	,000
Intersección	69,702	1	69,702	14,488	,000
ERA	6,528	1	6,528	1,357	,247
PPSOE	14,948	1	14,948	3,107	,081
ERA * PPSOE	3,592	1	3,592	,747	,390
Error	432,996	90	4,811		
Total	13406,840	94			
Total corregida	576,593	93			

a. R cuadrado = ,249 (R cuadrado corregida = ,224)

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:ABSTBLANCO

F	gl1	gl2	Sig.
3,238	1	92	,075

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + NOPPSOE + ERA * NOPPSOE

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:ABSTBLANCO

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	127,690 ^a	3	42,563	8,533	,000
Intersección	654,360	1	654,360	131,192	,000
ERA	23,533	1	23,533	4,718	,032
NOPPSOE	22,053	1	22,053	4,421	,038
ERA * NOPPSOE	11,633	1	11,633	2,332	,130
Error	448,903	90	4,988		
Total	13406,840	94			
Total corregida	576,593	93			

a. R cuadrado = ,221 (R cuadrado corregida = ,196)

Cambios de tendencia de la ERA II a la ERA III. Bipartidismo

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:PPSOE

F	gl1	gl2	Sig.
27,989	1	69	,000

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + NOPPSOE + ERA * NOPPSOE

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:PPSOE

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	1966,878 ^a	3	655,626	51,407	,000
Intersección	11540,510	1	11540,510	904,879	,000
ERA	513,900	1	513,900	40,294	,000
NOPPSOE	661,482	1	661,482	51,866	,000
ERA * NOPPSOE	487,698	1	487,698	38,240	,000
Error	854,494	67	12,754		
Total	175277,720	71			
Total corregida	2821,373	70			

a. R cuadrado = ,697 (R cuadrado corregida = ,684)

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:PPSOE

F	gl1	gl2	Sig.
2,320	1	69	,132

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + ABSTBLANCO + ERA * ABSTBLANCO

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:PPSOE

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	2524,565 ^a	3	841,522	189,961	,000
Intersección	8976,420	1	8976,420	2026,293	,000
ERA	305,928	1	305,928	69,059	,000
ABSTBLANCO	320,228	1	320,228	72,287	,000
ERA * ABSTBLANCO	165,784	1	165,784	37,423	,000
Error	296,808	67	4,430		
Total	175277,720	71			
Total corregida	2821,373	70			

a. R cuadrado = ,895 (R cuadrado corregida = ,890)

Cambios de tendencia de la ERA II a la ERA III. Alternativas

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:NOPPSOE

F	gl1	gl2	Sig.
1,211	1	69	,275

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + PPSOE + ERA * PPSOE

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:NOPPSOE

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	303,361 ^a	3	101,120	24,920	,000
Intersección	120,338	1	120,338	29,656	,000
ERA	,149	1	,149	,037	,848
PPSOE	35,279	1	35,279	8,694	,004
ERA * PPSOE	,069	1	,069	,017	,896
Error	271,868	67	4,058		
Total	12530,070	71			
Total corregida	575,229	70			

a. R cuadrado = ,527 (R cuadrado corregida = ,506)

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:NOPPSOE

F	gl1	gl2	Sig.
,632	1	69	,429

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + ABSTBLANCO + ERA * ABSTBLANCO

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:NOPPSOE

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	319,351 ^a	3	106,450	27,873	,000
Intersección	298,203	1	298,203	78,083	,000
ERA	120,519	1	120,519	31,557	,000
ABSTBLANCO	,050	1	,050	,013	,909
ERA * ABSTBLANCO	103,726	1	103,726	27,160	,000
Error	255,878	67	3,819		
Total	12530,070	71			
Total corregida	575,229	70			

a. R cuadrado = ,555 (R cuadrado corregida = ,535)

Cambios de tendencia de la ERA II a la ERA III. Desafección

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:ABSTBLANCO

F	gl1	gl2	Sig.
,822	1	69	,368

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + PPSOE + ERA * PPSOE

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:ABSTBLANCO

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	1377,638 ^a	3	459,213	160,178	,000
Intersección	215,137	1	215,137	75,042	,000
ERA	14,742	1	14,742	5,142	,027
PPSOE	75,613	1	75,613	26,375	,000
ERA * PPSOE	8,609	1	8,609	3,003	,088
Error	192,082	67	2,867		
Total	18621,270	71			
Total corregida	1569,719	70			

a. R cuadrado = ,878 (R cuadrado corregida = ,872)

Contraste de Levene sobre la igualdad de las varianzas error^a

Variable dependiente:ABSTBLANCO

F	gl1	gl2	Sig.
12,651	1	69	,001

Contrasta la hipótesis nula de que la varianza error de la variable dependiente es igual a lo largo de todos los grupos.

a. Diseño: Intersección + ERA + NOPPSOE + ERA * NOPPSOE

Pruebas de los efectos inter-sujetos

Variable dependiente:ABSTBLANCO

Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	1153,859 ^a	3	384,620	61,967	,000
Intersección	187,554	1	187,554	30,217	,000
ERA	229,200	1	229,200	36,927	,000
NOPPSOE	132,156	1	132,156	21,292	,000
ERA * NOPPSOE	354,156	1	354,156	57,059	,000
Error	415,860	67	6,207		
Total	18621,270	71			
Total corregida	1569,719	70			

a. R cuadrado = ,735 (R cuadrado corregida = ,723)

ANEXO II: ARIMA

Punto de inflexión de la ERA I a la ERA II. Bipartidismo

Descripción del modelo

			Tipo de modelo
ID del modelo	PPSOE	Model_1	ARIMA(0,0,0)(0,0,0)

Estadísticos del modelo

Modelo	Número de predictores	Estadísticos de ajuste del modelo	Ljung-Box Q(18)			Número de valores atípicos
		R-cuadrado estacionaria	Estadísticos	GL	Sig.	
PPSOE-Model_1	1	,466	150,776	18	,000	0

Parámetros del modelo ARIMA

				Estimación	ET	t	Sig.
PPSOE-Model_1	PPSOE	Sin transformación	Constante	27,591	1,715	16,093	,000
	ERA	Sin transformación	Numerador Retardo 0	10,729	1,197	8,967	,000

Punto de inflexión de la ERA I a la ERA II. Alternativas

Descripción del modelo

			Tipo de modelo
ID del modelo	NOPPSOE	Model_1	ARIMA(0,0,0)(0,0,0)

Estadísticos del modelo

Modelo	Número de predictores	Estadísticos de ajuste del modelo	Ljung-Box Q(18)			Número de valores atípicos
		R-cuadrado estacionaria	Estadísticos	GL	Sig.	
NOPPSOE-Model_1	1	,312	301,115	18	,000	0

Parámetros del modelo ARIMA

				Estimación	ET	t	Sig.
NOPPSOE-Model_1	NOPPSOE	Sin transformación	Constante	23,062	1,147	20,109	,000
	ERA	Sin transformación	Numerador Retardo 0	-5,175	,800	-6,466	,000

Punto de inflexión de la ERA I a la ERA II. Desafección

Descripción del modelo

			Tipo de modelo
ID del modelo	ABSTBLANCO	Model_1	ARIMA(0,0,0)(0,0,0)

Estadísticos del modelo

Modelo	Número de predictores	Estadísticos de ajuste del modelo	Ljung-Box Q(18)			Número de valores atípicos
		R-cuadrado estacionaria	Estadísticos	GL	Sig.	
ABSTBLANCO-Model_1	1	,183	33,118	18	,016	0

Parámetros del modelo ARIMA

				Estimación	ET	t	Sig.
ABSTBLANCO-Model_1	ABSTBLANCO	Sin transformación	Constante	8,682	,701	12,393	,000
	ERA	Sin transformación	Numerador Retardo 0	2,221	,489	4,543	,000

Punto de inflexión de la ERA II a la ERA III. Bipartidismo

Descripción del modelo

			Tipo de modelo
ID del modelo	PPSOE	Model_1	ARIMA(1,0,0)(0,0,0)

Estadísticos del modelo

Modelo	Número de predictores	Estadísticos de ajuste del modelo	Ljung-Box Q(18)			Número de valores atípicos
		R-cuadrado estacionaria	Estadísticos	GL	Sig.	
PPSOE-Model_1	1	,678	16,647	17	,479	0

Parámetros del modelo ARIMA

				Estimación	ET	t	Sig.
PPSOE-Model_1	PPSOE	Sin transformación	Constante	4,770	20,135	,237	,813
			AR Retardo 1	,979	,042	23,076	,000
	ERA	Sin transformación	Numerador Retardo 0	15,181	3,205	4,737	,000

Punto de inflexión de la ERA II a la ERA III. Alternativas

Descripción del modelo

			Tipo de modelo
ID del modelo	NOPPSOE	Model_1	ARIMA(1,1,0)(0,0,0)

Estadísticos del modelo

Modelo	Número de predictores	Estadísticos de ajuste del modelo	Ljung-Box Q(18)			Número de valores atípicos
		R-cuadrado estacionaria	Estadísticos	GL	Sig.	
NOPPSOE-Model_1	1	,173	22,969	17	,150	0

Parámetros del modelo ARIMA

				Estimación	ET	t	Sig.
NOPPSOE-Model_1	NOPPSOE	Sin transformación	Constante	-1,350	,632	-2,137	,036
			AR Retardo 1	-,382	,113	-3,391	,001
			Diferencia 1				
	ERA	Sin transformación	Numerador Retardo 0	,546	,244	2,240	,028

Punto de inflexión de la ERA II a la ERA III. Desafección

Descripción del modelo

			Tipo de modelo
ID del modelo	ABSTBLANCO	Model_1	ARIMA(0,0,0)(0,0,0)

Estadísticos del modelo

Modelo	Número de predictores	Estadísticos de ajuste del modelo	Ljung-Box Q(18)			Número de valores atípicos
		R-cuadrado estacionaria	Estadísticos	GL	Sig.	
ABSTBLANCO-Model_1	1	,221	93,051	18	,000	0

Parámetros del modelo ARIMA

				Estimación	ET	t	Sig.
ABSTBLANCO-Model_1	ABSTBLANCO	Sin transformación	Constante	4,257	2,588	1,645	,105
	ERA	Sin transformación	Numerador Retardo 0	4,434	1,002	4,427	,000