

Una década de crisis desafecta: los cambios en su naturaleza

Changes in the Nature of a Decade-long Crisis of Disaffection

Adrián Megías

Palabras clave

Actitudes políticas

- Análisis APC
- Desafección política
- Modelos clasificación cruzada

Key words

Political Attitudes

- APC Analysis
- Political Disaffection
- Cross-classified Models

Resumen

En España la desafección ha crecido notablemente durante el vigente periodo de crisis, contradiciendo las tesis culturalistas defendidas por una amplia mayoría de autores dedicados al estudio de la desafección. Esto nos lleva a plantear nuevas preguntas de investigación en el marco de este nuevo contexto. El objetivo es comprobar si estos cambios son producidos por la crisis política, económica y social, lo que corroboraría nuestra hipótesis de que la desafección es una actitud política coyuntural. Para esta finalidad empleamos un modelo lineal jerárquico de clasificación cruzada. Los resultados apuntan hacia un mayor peso de los factores coyunturales en la determinación de la desafección política en España, subrayando la debilidad en la explicación del cambio por parte del *culturalismo*.

Abstract

Disaffection has grown significantly during the current crisis period in Spain. This contradicts the culturalist theses defended by the large majority of researchers who study disaffection. New research questions continue to arise in this new context. This paper aims to verify whether these changes are produced by the political, economic and social crisis, which would corroborate the hypothesis that disaffection is a conjunctural political attitude by using a hierarchical linear cross-classified model. The findings suggest that conjunctural factors play a more important role in the determination of political disaffection in Spain, which highlights the weakness of culturalism in explaining the change.

Cómo citar

Megías, Adrián (2020). «Una década de crisis desafecta: los cambios en su naturaleza». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 169: 103-122. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.169.103>)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es>

Adrián Megías : Universidad de Murcia | adrian.megias@um.es

INTRODUCCIÓN

El ideal funcionamiento de las democracias se encuentra en entredicho¹; al periodo de euforia democrática capitalista le ha seguido «una percepción generalizada de que las instituciones democráticas se han quedado lejos de cumplir con los resultados prometidos y apenas se preocupan por atender sus intereses y demandas» (Palacios Brihuega, 2016), por no hablar de uno de los aspectos más controvertidos de las democracias actuales: el alejamiento entre ciudadanía y clase política.

Leer un periódico, consultar su sección de opinión, ver los informativos, los programas de debate, navegar por las redes sociales o inmiscuirse en los debates ordinarios de la gente nos hacen percibir que la ciudadanía presenta un alejamiento creciente hacia la clase política, con tintes de hostilidad y hartazgo, al tiempo que se ve al sistema como incapaz de hacer frente a las demandas y necesidades de los ciudadanos. Este alejamiento al que se hace referencia, y que parece haberse configurado como la respuesta social al problema actual de la política, no es otra cosa que nuestro objeto de estudio: la desafección política.

Pero más allá de lo social, la desafección, entendida como el sentimiento negativo hacia los políticos, la política y sus procesos, y hacia un sistema incapaz de hacer frente a las demandas y necesidades de los ciudadanos, ha sido calificada como una actitud hacia la política de carácter estructural. Así, la sociedad española quedó definida tradicionalmente como desafecta o cínica.

Sin embargo, descriptivamente, su comportamiento parece haber cambiado. Un cambio particularmente visible desde el comienzo de la crisis política y económica de

2008. Esto nos sitúa, pues, ante las limitaciones de las teorías culturales para dar cuenta del cambio, al tiempo que paralelamente se contradicen las hipótesis de su estabilidad. El rol reciente que parecen haber jugado la crisis económica y política sobre algunos componentes de esta desafección (van Erkel y van-der Meer, 2016; Meer, 2017; Torcal, 2014, 2016b), como, por ejemplo, la tendencia contrapuesta detectada en España entre desapego político y desafección institucional (gráfico 1), reforzaría el papel explicativo que las coyunturas han debido jugar, contradiciendo el carácter estructural dado a la misma.

Frente a otros trabajos previos que postularon la existencia en España de un *back-ground* cultural en contra de la política (Montero *et al.*, 1998; Offe, 2006; Torcal y Montero, 2006), en los que la naturaleza constante de la desafección política quedaba explicada por la historia democrática pasada (Torcal, 2003, 2006), nuestra hipótesis de partida es que la desafección se debe en gran medida a unos efectos de periodo que superan a los de pertenencia a una cohorte de nacimiento concreta, de modo que se vendrían a rechazar otras hipótesis que vinculan esta actitud con rasgos y características propios de una cultura política española desafecta.

Descubrir por qué ciertas actitudes hacia la política han cambiado en los últimos años supondría encontrar unos factores explicativos suficientemente fuertes como para hacer frente a los condicionamientos culturales precedentes, además de aportar pruebas sólidas acerca de la naturaleza cambiante de la desafección.

LA DESAFECCIÓN POLÍTICA EN ESPAÑA

La estabilidad de valores y actitudes, como la desafección política, en el caso español ha sido discutida ampliamente por Torcal (1989, 2003, 2016) y Montero y Torcal (1998, 1990), quienes concluyen, al igual que Inglehart (1977,

¹ La nota media de la democracia española se sitúa en 0,46 puntos en una escala de 0 a 1. Una media aritmética de 35 ítems que Palacios Brihuega (2016) calcula siguiendo las esferas del Democratic Audit y los estudios 2701 y 2790 del CIS.

1991), que las cohortes españolas reflejan unas diferencias intergeneracionales y una estabilidad intrageneración que hacen que las diferencias permanezcan transcurrido el tiempo. *De facto*, en España se ha venido calificando la cultura política como apática, cínica, desafecta, ajena a lo público, pasiva o de súbdito (Galais, 2008), además de estable. Las razones de su existencia han venido dadas desde dos perspectivas culturalistas. Por un lado, quienes atribuyen estas actitudes al pasado histórico-político vivido por el país (Ibáñez, 1987; López-Pintor, 1981; Maravall, 1978; Montero y Torcal, 1990; Pérez Díaz, 1987; Sastre, 1997), y, por otro, quienes hablan del impacto del proceso socializador y del peso de las élites durante la transición (Maravall, 1981; Morán y Benedicto, 1995; Morán, 1999).

Empezando por este último punto, durante la transición se construyó, por parte de las élites, un discurso unificado en torno a la idea del consenso, del interés nacional, de moderación y olvido colectivo de un periodo que constituyó un acontecimiento irracional de inusitada violencia que llevó a un enfrentamiento fratricida entre hermanos, que dominaría los marcos discursivos de los españoles². Hablamos de un mito fundacional de la democracia en España que permitió alcanzar una de las particularidades de la cultura política del caso español, como son los altos niveles de legitimidad del sistema, pero también de la satisfacción acerca del modo en que se produjo la transición política³. El otro conjunto de explicaciones que da cuenta de los rasgos y actitudes de los españoles enfatiza el legado franquista y su labor de represión, despolitización y criminalización de la política como

una actividad de la que era mejor mantenerse alejado. Célebremente recordada es la afirmación del dictador: «Haga como yo y no se meta en política». Consiguientemente, este «culturalismo-explicativo» sostiene que el cambio tardaría en producirse y, cuando se diese, vendría de la mano de la sustitución de las generaciones socializadas durante la dictadura por la nueva generación socializada durante la transición y la democracia.

Sin embargo, si bien la desafección constituye una de esas actitudes negativas de las que se han hecho eco los estudios clásicos sobre la cultura política en España, también lo es el hecho de que las pautas y explicaciones dadas a este fenómeno parecen haber perdido potencial explicativo toda vez que el comportamiento de la desafección ha cambiado sensiblemente. En la última década, las pautas evolutivas de los indicadores de desafección en sus dos dimensiones experimentan una disrupción, mostrando tendencias dispares. Si hasta ahora desapego político y desafección institucional mostraban trayectorias paralelas, ahora, por vez primera, parecen adoptar direcciones divergentes (véase el gráfico 1). Además, si bien ha venido aceptándose la relativa estabilidad temporal de la desafección política en España, lo que ha llevado a considerarla por muchos como estructural⁴, es a raíz de la crisis cuando los niveles de desafección experimentan un crecimiento notable, lo que ha hecho tambalear las concepciones precedentes en lo que a esta actitud se refiere, abriendo una ventana de oportunidad para quienes sostenemos que se trata de una actitud variable en el tiempo.

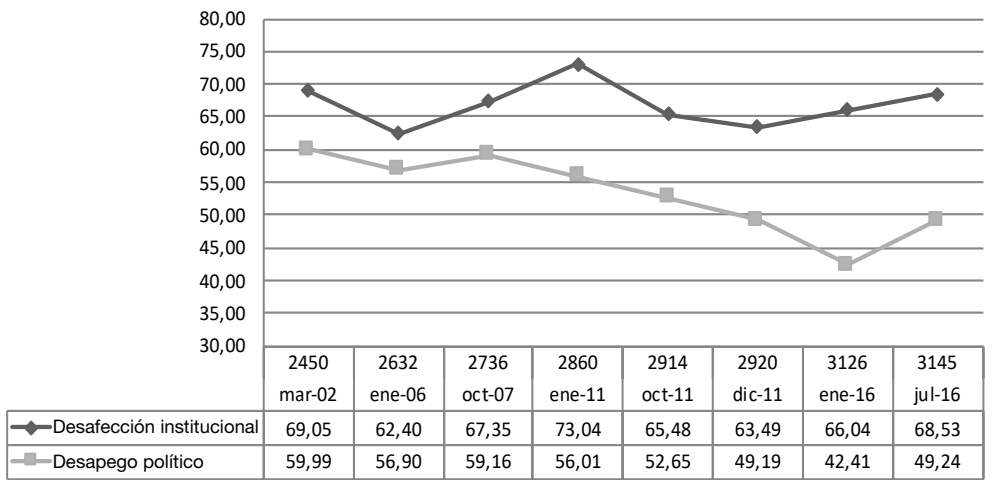
Cabe recordar que todos estos estudios beben del paradigma dominante en los clásicos

² Este enfoque, conocido como «escuela del pacto» (Edles, 1994, 1995), combina las teorías de la elección racional con el análisis institucionalista (Morán, 2009).

³ Una amplia mayoría de estudios han hecho hincapié, de acuerdo con Morán (1995), en que «una de las principales características de la cultura política de los españoles es la de combinar la alta legitimidad del sistema democrático con una baja efectividad del mismo».

⁴ Para mayor profundidad, véanse Montero *et al.* (1998), Torcal (2003, 2014), Torcal *et al.* (2005). Torcal (2014) afirma que «parece que el desapego político ha sido alto, estable y con grandes diferencias entre los países del norte y centro de Europa occidental». Esto podría darse hasta 2008, pero no a partir de entonces, tal y como demuestran los cambios de tendencia.

GRÁFICO 1. Evolución de los componentes de la desafección política



sicos de cultura política (Almond y Verba, 1970; 1989). Las actitudes cambian lentamente, dado que las mismas dependen de rasgos culturales resultado del proceso de socialización, dándoles así un carácter estable que se reproducirá en el tiempo (Eckstein, 1988; Mishler y Rose, 2001). Las diferencias entre países y la razón de su estabilidad son, por tanto, consecuencia de los distintos acontecimientos vividos en cada país y de sus legados históricos (Inglehart, 1991, 1998; Inglehart y Welzel, 2006; Putnam, 2011). Así, la naturaleza actitudinal del objeto de investigación nos sitúa en el campo de la cultura política, subrayando, consecuentemente, la debilidad de esta corriente para explicar el cambio de actitudes.

Tal es así que la eclosión de la crisis económica y financiera a partir del año 2008 y su afección a diversos países de la UE cuestiona las afirmaciones culturalistas a la vista de los incrementos experimentados por la desafección también en diferentes países, con independencia de sus niveles de partida. El rol reciente que parece haber jugado la crisis sobre la tendencia contrapuesta detectada en España entre desapego político y desafección institucional reforzaría el papel explicativo que las coyunturas han debido jugar.

En todo caso, la presencia del componente cultural sigue siendo compatible con la presencia tanto de ciudadanos críticos (Norris, 1999, 2011) —que se muestran incisivos en sus análisis sobre las actuaciones políticas y económicas— como con la evaluación del funcionamiento del sistema o la presencia de altos niveles de ideales democráticos como elemento explicativo en el caso de la confianza política (Torcal, 2016a). Dicho de otro modo, la mejora de la situación política y económica podría conducir, como afirma Torcal (2016a), a una mejora de los indicadores de desafección. Sin embargo, esto no parece estar produciendo, al menos en España, además de que un análisis de los dos componentes de la crisis —valoración de los resultados económicos y valoración del funcionamiento democrático—, y su influencia sobre las dimensiones desafeccionadas, no resuelve la pregunta acerca de la naturaleza de la desafección política, es decir, no existe una evaluación del peso de los componentes culturales sobre la desafección que determine si, una vez superada esta fase de crisis tanto política como económica, hará que el peso del pasado y de la socialización devuelva a la desafección a sus niveles de origen, mostrando la impronta de es-

tos factores y, por tanto, su naturaleza estructural.

En consecuencia, para saber si las actuales tendencias, reflejo de la crisis política y económica, responden a un proceso temporal o a un rasgo a largo plazo que influirá sobre la desafección, se pretende, en términos generales, conocer los factores que explican la desafección política en España, observando sus nuevas tendencias y explicaciones al objeto de desentrañar si estamos ante una actitud con rasgos contrapuestos a los hasta ahora definidos para nuestra variable dependiente. El objetivo es, por tanto, resolver la pregunta de si la desafección es consecuencia de factores estructurales o coyunturales, o bien al contrario, si las modificaciones en esta actitud responden a un estadio superior cuya respuesta puede residir en un cambio cultural en las actitudes políticas de los españoles.

No obstante, dado que nuestras preguntas e hipótesis de investigación hacen referencia a un concepto —la desafección— ciertamente polisémico y, con frecuencia, erróneamente tratado y confundido con otros, se hace necesario precisarlo, ver cuáles son sus dimensiones y de qué otros conceptos se diferencia.

Conceptualización

La desafección política ha venido utilizándose con frecuencia como sinónimo de descontento, legitimidad, desconfianza hacia la democracia, cinismo o apatía. Algo que no es de extrañar, pues muchas de estas actitudes muestran cómo la ciudadanía responde a la política, cómo se posiciona ante sus procesos y cuál es su predisposición a participar en ellos. A pesar de su proximidad, la desafección es considerada en la literatura como un componente diferenciado y separado de dichas dimensiones actitudinales; de hecho suponen dimensiones conceptual y empíricamente distintas (Montero *et al.*, 1998). La desafección se relacionaría, pues,

con una serie de actitudes negativas de la cultura política de los ciudadanos y que se focalizan hacia el sistema político; o, como diría Di Palma (1970), supone un «sentimiento subjetivo de ineficacia, cinismo y falta de confianza en el proceso político, los políticos y las instituciones democráticas, pero sin que ello implique cuestionar la legitimidad del régimen político».

Queda claro, por tanto, que estamos ante conceptos diferentes. En este artículo, la desafección política es entendida como el sentimiento negativo hacia los políticos, la política y sus procesos, y hacia un sistema incapaz de hacer frente a las demandas y necesidades de los ciudadanos, está formada por dos dimensiones relativamente independientes (Torcal, 2005; Torcal y Montero, 2006). Una primera, que hace alusión al distanciamiento o falta de interés de la ciudadanía en la política y su autoevaluación como actores políticos, así como las críticas hacia el proceso político y los políticos que podemos agrupar bajo la etiqueta de desapego político —medida a través de indicadores de interés por la política y eficacia política interna—. Y otra segunda, que se refiere a los sentimientos de desconfianza hacia los representantes e instituciones políticas a las que se imputa una creciente falta de responsabilidad (Torcal *et al.*, 2005), medida por los indicadores de confianza institucional y eficacia política externa (Torcal, 2003).

MÉTODO

Como se ha expuesto, la debilidad de las corrientes culturalistas en su explicación al fenómeno de la desafección, junto con los cambios detectados a raíz del inicio de la crisis, nos llevan a cuestionarnos la hipótesis de estabilidad y a intentar superar las limitaciones en la explicación del cambio. La forma de resolver nuestra pregunta y principal hipótesis pasa por considerar un modelo que tenga en cuenta tanto la influencia que el pa-

TABLA 1. Definición cohortes de edad, 1895-2019

	Año nacimiento	Año socialización	Acontecimientos relevantes
Cohorte 1	1895-1924	1910-1939	Segunda República Guerra Civil
Cohorte 2	1925-1934	1940-1949	Guerra Civil y posguerra
Cohorte 3	1935-1944	1950-1959	Posguerra y periodo autárquico
Cohorte 4	1945-1954	1960-1969	Desarrollismo
Cohorte 5	1955-1964	1970-1979	Apertura, transición democrática
Cohorte 6	1965-1974	1980-1989	Construcción democrática y consolidación
Cohorte 7	1975-1984	1990-1999	Desarrollo Estado de bienestar y crecimiento económico
Cohorte 8	1985-1994	2000-2009	Euro, bonanza económica años 2000, atentados 2004, crisis económica, corrupción política
Cohorte 9	1995-2004	2010-2019	Crisis económica, corrupción política, 15M

sado político haya podido jugar sobre la configuración de las actitudes como la incidencia del momento concreto de medición y registro de las actitudes desafectadas hacia la política.

Para desarrollar esta tarea nos valdremos de la utilidad ofrecida por los modelos HAPC (*hierarchical age, period and cohort*) que permiten tratar la diferenciación de la varianza que producen distintos niveles de agregación, suponiendo una solución estadística para tratar de forma simultánea la influencia que la cultura y/o el contexto hayan podido tener sobre la desafección. Esto, además, es conveniente en un momento en el que las pautas o patrones tradicionales de la desafección política concebida como lo hacían los estudios pioneros se están redefiniendo. La desafección institucional y el desapego político han empezado a mostrar pautas divergentes —al menos en el caso español, algo que ya anticipó Campbell (1954)—, la desafección política se aleja de los patrones de estabilidad, al tiempo que ya no queda tan clara la presencia de componentes culturales en la elevada desafección de los países del sur del continente europeo.

Vamos así a aplicar un análisis multinivel de clasificación cruzada —donde las generaciones⁵ se estructuran en un segundo nivel junto con los años (periodos) en los que se realizaron las encuestas⁶— que pone el foco tanto sobre la varianza longitudinal como sobre el peso que cada uno de los componentes estructurales y coyunturales tiene en la configuración de la desafección política, al objeto de determinar su naturaleza, aumentar la robustez de resultados y la fiabilidad de contrastes dando satisfacción a las hipótesis planteadas.

En efecto, aplicar la lógica multinivel en el análisis de edad, cohortes y periodo supone «forzar» el concepto de nivel para convertirlo en una variable predictiva de nivel agregado, como pueden ser las cohortes de edad. Al-

⁵ En nuestro modelo se han considerado 17 cohortes de edad que resultan de dividir las ocho cohortes inicialmente consideradas para estimar un modelo jerárquico con un número de unidades individuales en cada agregada mayor de 15 (Kreft y de Leeuw, 1998). Las cohortes quedan definidas en la tabla 1.

⁶ Esta variante fue desarrollada y aplicada por Yang y Land (2008). Véanse Yang, Frenk y Land (2011) y Yang y Land (2008).

gunos autores afirmarían que *una cohorte de nacimiento es una variable independiente, no un nivel de análisis*. El problema que, por ejemplo, solía producirse en los modelos clásicos APC era que mientras los datos de cruce transversal confunden efectos de envejecimiento personal con efectos de cohorte, los datos longitudinales confunden efectos del envejecimiento con efectos de periodo (Justel, 1992). Esto se debe fundamentalmente a la existencia de una relación lineal perfecta entre efectos de edad, periodo y cohorte, que supone un problema de identificación del análisis APC clásico. De hecho, podríamos calcular cualquiera de los efectos bajo la siguiente fórmula:

$$\text{Periodo} - \text{Edad} = \text{Cohorte}$$

Esto implica que hay un número infinito de soluciones posibles a la ecuación matricial, «[...] uno para cada posible combinación lineal de vectores de columna. Por lo tanto, no es posible estimar por separado los efectos de la cohorte, la edad y el periodo sin asignar ciertas restricciones a los coeficientes además de la reparametrización» (Yang y Land, 2008). Como decíamos, la solución proviene de la ya adoptada y testada en investigaciones como las de Yang (2008) y Yang *et al.* (2011) por medio de la aplicación de modelos jerárquicos de clasificación cruzada. Como demostraron estos autores, los modelos de efectos aleatorios estiman un parámetro que representa la distribución de los errores. Sus resultados concluyen la mayor eficiencia de una especificación de modelos de efectos aleatorios independientemente de si el número de cohortes de nacimiento y los periodos de tiempo son moderados (19 cohortes y 15 periodos de tiempo) o pequeños (5 cohortes y 5 periodos de tiempo). Este hallazgo es consistente con las conclusiones sobre la eficiencia estadística relativa de los modelos de efectos mixtos y fijos en otros estudios con diseños de datos desequilibrados (Duchateau y Janssen, 1997).

Los datos a emplear en nuestro análisis son los recogidos en un falso panel de preguntas equivalentes a partir de los barómetros 2450, 2632, 2736, 2860, 2914, 2920, 3126 y 3145, depositados en el Banco de Datos del CIS. Estas encuestas abarcan el periodo comprendido entre 2002 y 2017, por lo que se incluye un amplio lapso de tiempo que recoge contextos menos y más turbulentos, como la incidencia de la crisis económica. La elección de estos años responde a la situación de crisis económica y su influencia en la política; es decir, los elementos coyunturales deben haber afectado a las dimensiones de la desafección política y a esta última en su conjunto. De este modo, nuestras primeras encuestas a utilizar datan de 2002 y 2006, año este justamente anterior al inicio de la crisis y que puede considerarse como la situación y el punto más álgido de la economía española. Seguidamente, se tomarán en cuenta los barómetros de los años 2007, 2008 y 2011. Finalmente, tendremos en consideración las encuestas del periodo 2013-2017. La integración de estos barómetros ha requerido de la recodificación previa de las variables a efectos de que sean comparables entre ellos, asimismo nuestra variable dependiente «DESAFECCION» se ha construido en forma de índice, oscilando sus valores entre 0 —ausencia de desafección política— y 1 —alta desafección—, y siguiendo la operacionalización del concepto vista anteriormente. La fortaleza y validez del índice es avalada y calculada a través de un análisis factorial confirmatorio, cuyos coeficientes se muestran en la tabla 2. Como puede observarse, el modelo presenta unos adecuados niveles de ajuste, indicando que al menos el 90% de la covarianza en los datos puede ser reproducida por el modelo.

Para la construcción de nuestro IDP (índice de desafección política) hemos utilizado las cuatro variables que conforman las dos dimensiones de desapego político y desafección institucional; lo cual viene a abordar una de las carencias detectadas hasta fe-

TABLA 2. Análisis factorial confirmatorio. Validez de constructo desafección política⁷

	Nº estudio									
	1788	2450	2620	2632	2736	2860	2914	2920	3126	3145
CFI*	0,959	0,986	0,998	0,999	0,988	0,993	,0874	0,891	0,895	0,983

* «El CFI compara la discrepancia entre la matriz de covarianzas que predice el modelo y la matriz de covarianzas observada con la discrepancia entre la matriz de covarianzas del modelo nulo y la matriz de covarianzas observadas para evaluar el grado de pérdida que se produce en el ajuste al cambiar del modelo del investigador al modelo nulo. Este modelo está corregido con respecto a la complejidad del modelo. Los valores del índice varían entre 0 y 1. Por convención, el valor de CFI debe ser superior a 0,90, indicando que al menos el 90% de la covarianza en los datos puede ser reproducida por el modelo» (Lara Hormigo, 2014).

Fuente: Elaboración propia.

chas recientes en los estudios que forman los antecedentes teóricos, y que solo se centran en una de las dos dimensiones (Torcal, 2016a), y hemos sometido su construcción a validación empírica mediante análisis factorial confirmatorio —en el Anexo—.

El modelo queda formulado, de acuerdo con la notación multinivel, como sigue:

$$\text{Desafección}_{ijk} = \beta_0 + S1_{ijk}V1_k + S2_{ijk}V2_k + \dots + S17_{ijk}V17_k + u_{jk} + e_{ijk}$$

donde desafección_{ijk} es el valor observado de la desafección del individuo *i* en la cohorte *j*, en el «cluster» artificial *k* que representa al periodo, por su parte, β_0 es la puntuación predicha media de entre todos los periodos y todas las cohortes, y las $S1_{ijk}, S2_{ijk}, \dots, S17_{ijk}$ constituyen una serie de 17 indicadores binarios de las cohortes, uno para cada cohorte, $V1_k, V2_k, \dots, V17_k$ son los 17 coeficientes aleatorios del nivel 3, u_{jk} es el efecto de la cohorte

⁷ El índice de desafección política se compone de los subíndices desapego político y desafección institucional. Para el primero, las preguntas utilizadas son: «En líneas generales, ¿la política le interesa mucho, bastante, algo, poco o nada?», recodificándose 1 «mucho», 0,75 «bastante», 0,5 «algo», 0,25 «poco», 0 «nada» y «A continuación le voy a leer una lista de afirmaciones sobre distintas cuestiones. Por favor, dígame si está Ud. de acuerdo o en desacuerdo con cada una de ellas». Siendo las afirmaciones: «Generalmente, la política le parece tan complicada que la gente como Ud. no puede entender lo que pasa». «En general, se considera un ciudadano que entiende de política», siendo las categorías de respuesta en ambos casos muy de acuerdo (1), de acuerdo (2), ni de acuerdo ni en desacuerdo (3), en desacuerdo (4), muy en desacuerdo (5), recodificándose dando un valor 1 «muy de acuerdo», 0,75 «de acuerdo», 0,5 «ni de acuerdo ni en desacuerdo», 0,25 «en desacuerdo» y 0 «muy en desacuerdo» o al contrario, dependiendo del sentido de la frase; de tal forma que quienes entienden de política tendrán una alta eficacia interna y, por el contrario, quienes la consideran complicada tendrán baja eficacia; lo que variará las puntuaciones siempre

teniendo presente el sentido positivo o negativo de eficacia. Para la desafección institucional se emplearon las preguntas: «A continuación me gustaría que me dijese el grado de confianza que tiene Ud. en una serie de instituciones, utilizando una escala de 0 a 10 en la que el 0 significa que Ud. no tiene «ninguna confianza» en ella y 10 que tiene «muchísima confianza», utilizando en este caso el Parlamento y los partidos políticos —al considerarse instituciones puramente políticas—; recodificándose de modo que oscile entre 0 y 1. Y, finalmente, la pregunta: «¿Podría decirme si está muy de acuerdo, de acuerdo, en desacuerdo o muy en desacuerdo con las siguientes afirmaciones?». En referencia a: «Los/as políticos/as no se preocupan mucho de lo que piensa la gente como Ud.» o «El voto es la única forma en que la gente como Ud. puede influir en lo que hace el Gobierno», recodificándose 0 muy de acuerdo, 0,33 de acuerdo, 0,66 en desacuerdo, 1 muy en desacuerdo.

En ambos casos, las variables se recodifican en una nueva variable métrica de forma que oscilan entre valores 0 y 1, de modo que 0 significa ausencia de actitud desafecta y 1 máxima presencia de la misma. La fórmula utilizada quedaría como sigue:

$$IDP = \left(\frac{\text{Interés pol} + \text{Eficacia pol interna}}{2} \right) + \left(\frac{\text{Confianza instituciones} + \text{Eficacia pol externa}}{2} \right) / 2$$

te j , y e_{ijk} es el error residual al nivel del individuo.

En definitiva, lo que aquí se aborda es la tarea de explicar los cambios y continuidades que experimenta la desafección política en España; determinando si las interrupciones que se apreciaban en los análisis descriptivos iniciales son causa de la pertenencia a una determinada cohorte de edad o, más bien al contrario, si es el impacto de los periodos políticos presentes vividos por los encuestados los que inciden sobre los niveles de desafección detectados en España. Nuestra hipótesis de partida es que la desafección se debe en gran medida a unos efectos de periodo que superan a los de pertenencia a una cohorte de nacimiento concreta, de modo que se vendrían a rechazar otras hipótesis que vinculan esta actitud con rasgos y características propios de una cultura política española desafecta.

Variables explicativas

Para profundizar un poco más en la naturaleza coyuntural y determinar posibles predictores individuales, nos planteamos una serie de modelos que introducen más variables explicativas —que se añaden a las ya mencionadas APC—. A tal efecto, los siguientes modelos incluyen como variables estructurales el sexo y el nivel de estudios, que se añaden a la edad. Y como restantes variables explicativas, la satisfacción con el gobierno, con el estado de la economía y con el funcionamiento de la democracia —variables que podrían recoger la influencia de la coyuntura y situación política, económica y social actuales—. A estas se añaden también variables de participación política⁸ como el voto,

la participación en manifestaciones y la firma de peticiones.

RESULTADOS

Explorando los efectos generacionales, coyunturales y el ciclo vital

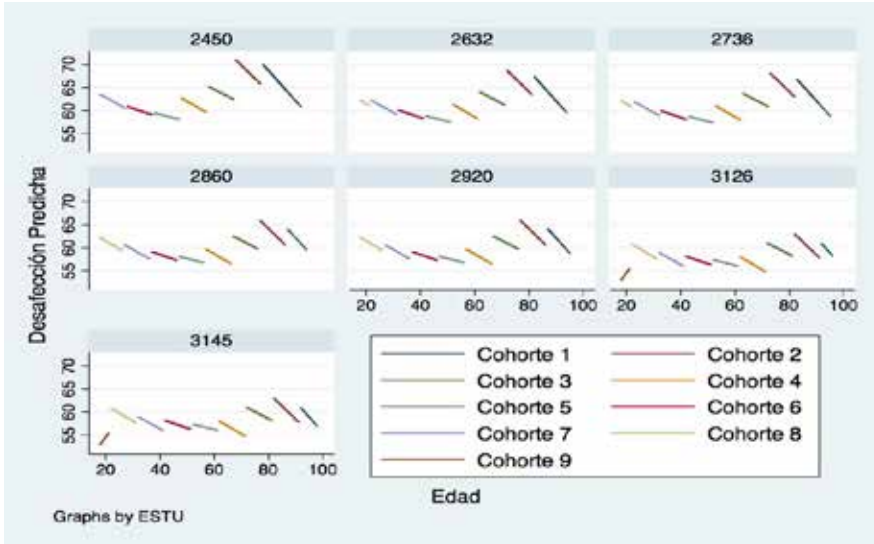
Vamos a analizar los diferentes efectos que se pueden establecer en relación a nuestra variable dependiente y que determinarían la naturaleza real de la desafección en España. Así, podríamos encontrarnos en nuestro análisis con tres tipos de efectos. Los de cohorte, que vendrían a caracterizar a la desafección política de aquellos individuos que, perteneciendo a una determinada generación, muestran diferentes niveles de esta actitud dependiendo de las circunstancias políticas, sociales y económicas en las que crecieron. Este conjunto de hipótesis generacionales viene condicionado fundamentalmente por la socialización a la que cada cohorte se ha visto expuesta, de forma que en función del modo en que han aprehendido las pautas socioculturales de su medio, desarrollan creencias y pautas de comportamiento diversas.

Los efectos de edad, que influirían sobre la desafección de modo que jóvenes y mayores, por el hecho de serlo, presentarían un mayor alejamiento y rechazo, junto con una menor implicación e interés hacia la política; esto se conoce como efecto cuadrático de la edad (Galais, 2012). Las variaciones en las actitudes desafectadas podrían así vincularse a cambios propios del ciclo vital.

Por último, los efectos del periodo serían aquellos achacables a circunstancias del contexto y afectarían por igual a todos los grupos poblacionales, independientemente de la edad o la generación. Algunos de estos efectos estarían relacionados, en el caso de

⁸ Podría argumentarse que la desafección desincentiva la participación, pero, sin embargo, no está claro el sentido de la causalidad. De hecho, no solo tener un sentimiento de eficacia política elevado fomenta la participación, sino que el hecho de participar favorece dicho

sentimiento. Implicarse en política puede afectar a determinadas actitudes políticas, como la desafección (Finkel, 1985, 1987; Madsen, 1987).

GRÁFICO 2. Valores predichos para la desafección política por edad y periodo

Fuente: Elaboración propia.

la desafección política, con la corrupción política, la crisis económica y política, efectos de gran impacto social como los atentados terroristas o las movilizaciones políticas que han marcado el devenir de la historia contemporánea reciente de España. Es de destacar que el efecto periodo se produce cuando los cambios se realizan al mismo tiempo en todas las generaciones o etapas del ciclo vital (Pilgaard, 2013). De acuerdo con nuestras hipótesis, el impacto de la crisis económica y de la corrupción habrá influido en los cambios experimentados en la desafección política mostrada por la ciudadanía española.

Para analizar la relación entre los tres tipos posibles de efectos comenzaremos por comprobar visualmente las estimaciones más sencillas de estas relaciones. El gráfico 2 presenta los valores predichos de la desafección política en función de la edad, para cada cohorte y en cada periodo⁹. Se observa que son

las cohortes de mayor edad las que presentan niveles más altos de desafección política. Esto es especialmente relevante en el caso de la encuesta 2450 (año 2002) y también para la 2632 y la 2736 (años 2006 y 2007, en los que la desafección muestra una especie de «u»). No obstante, la desafección es siempre menor en la juventud que en la vejez. Por el contrario, esta forma tiende a volverse plana conforme transcurren los periodos, mostrando además un descenso para todas las cohortes en los niveles desafectos. Este hecho parece poner de manifiesto la existencia de un efecto periodo, sobre todo a partir del año 2007, en el que, así mismo, da comienzo la crisis económica y financiera que tuvo un gran impacto en España.

Por otra parte, destaca la práctica ausencia de un replazo generacional sobre los niveles agregados de desafección. Junto

⁹ La fórmula empleada para calcular las pendientes de la recta de regresión es:

$$\text{Desafección política} = \beta_0 + \beta_1 * \text{Edad}$$

Realizándose la estimación para cada una de las ocho cohortes generacionales y siendo los coeficientes R² para cada una de ellas: cohorte 1=0,02; cohorte 2=0,02; cohorte 3=0,007; cohorte 4=0,01; cohorte 5=0,002; cohorte 6=0,003; cohorte 7=0,009; cohorte 8=0,005; cohorte 9=0,002.

con la existencia de un leve efecto cohorte que podría visualizarse en la menor desafección de las cohortes 4 y 5.

En síntesis, los gráficos parecen, *a priori*, coherentes con nuestra hipótesis de que la desafección política sería una actitud marcada principalmente por los acontecimientos políticos, sociales y/o económicos del momento. En definitiva, aunque las cohortes generacionales se vayan sustituyendo en el tiempo, parece que el efecto del periodo sería predominante sobre el de la generación. En todo caso, habrá que prestar atención al resto de los efectos para analizar con cierta profundidad y validez el cambio en la desafección política, pues la edad, por ejemplo, y de acuerdo con la evidencia teórica, por sí sola y toda vez que es controlada por otros factores, no suele ser un factor explicativo de destacado poder (Justel, 1992).

El segundo de los efectos a analizar sería el de las cohortes generacionales (gráfico 2). En primer lugar, a simple vista parece que todas las cohortes se ven afectadas por efectos del período, esto puede apreciarse en los picos de crecimiento y decrecimiento. En segundo lugar, de acuerdo con la literatura, también parece que existen diferencias leves entre

las generaciones, lo que nos induce a considerar como posible un efecto híbrido período-cohorte que habrá que complementar con ulteriores análisis estadísticos. En tercer lugar, si tenemos en cuenta la advertencia relativa al tamaño de las cohortes, las primeras y últimas cohortes posiblemente estén distorsionadas, lo que habrá también que determinar estadísticamente. En cuarto lugar, cabe apuntar al carácter decreciente de la desafección política en España, cuyos porcentajes medios pasan de un 63-65% en los años 1989-2002 a un 54,5% en el año 2016, aumentando de nuevo, aunque levemente, a finales de este mismo año. Por su parte, los niveles más altos se producen en los años 1989, 2002 y 2011, siendo los más elevados los de este último; lo cual parece responder a un efecto periodo, dado que es en este año cuando la crisis económica muestra su peor cara.

Finalmente, en cuanto al efecto periodo, los gráficos ya presentados nos permiten apreciar anticipadamente que las variaciones en la proporción de personas desafectas sean debidas, probablemente, a los efectos del periodo. Este tipo de efectos se detecta por aumentos y descensos que se dan simultáneamente en toda la población objeto

GRÁFICO 3. Evolución de la desafección política por cohortes



Fuente: Elaboración propia.

de medición de una actitud política (Cassel, 1993; Fuchs, 1999; Henn, Weinstein y Wring, 2002). Uno de los descensos más notables se produce para todas las generaciones en el año 2006 con respecto a 2002. En 2007 se aprecian continuidades junto a ligeros incrementos. Sin embargo, vemos que el incremento es generalizado para todas las generaciones en 2011. Cabría hablar así de un fuerte efecto periodo a causa, probablemente, de la crisis económica y de la percepción generalizada de corrupción. El siguiente decrecimiento en la desafección política se produce a principios de 2016, para aumentar de nuevo de forma extensiva a todas las cohortes de edad a finales del mismo año.

Modelando la desafección política en el nuevo siglo

Los datos y gráficos vistos hasta el momento no nos dejan del todo claro si estamos ante un efecto periodo de la desafección política, ante un efecto cohorte o, por el contrario, cabría hablar de un efecto mixto, aunque los datos sí apuntan hacia un limitado efecto cohorte. El análisis evolutivo de las diferentes cohortes nos muestra un comportamiento similar, sus cambios de tendencia se producen en momentos semejantes y en el mismo sentido. Todo ello indica, al menos en esta parte descriptiva del análisis, que pertenecer a una u otra cohorte de edad no implica comportamientos desafección muy diferentes. Es cierto que las cohortes se distancian entre ellas a lo largo del período 2002-2016, apuntando leves diferencias, sin embargo, las líneas de tendencia transcurren paralelas¹⁰.

Determinar efectivamente la continuidad o discontinuidad de la desafección política y la presencia mixta de efectos periodo-cohortes solo puede provenir de la aplicación de modelos lineales jerárquicos. Esta fase es im-

prescindible para cuantificar separadamente la varianza¹¹ atribuible a nivel individual y agregado. Los resultados del modelo de clasificación cruzada se muestran en la tabla 3.

Como puede verse, la media o desafección que esperaríamos encontrar en un individuo seleccionado al azar entre las cohortes generacionales con las que contamos es de 60,18. También se puede interpretar como la constante de una regresión lineal vacía. La desviación típica en torno a esta media para los individuos es de 2,30 para las cohortes, y 3,13 para el periodo, mientras que la desviación típica dentro de la cohorte es de 18,13.

Con estos resultados podemos calcular el coeficiente de correlación interclase rho(p), que determina el grado de homogeneidad entre los individuos desafección que se agrupan en una cohorte, o calcular los coeficientes de partición de la varianza. Estos últimos (VPC)¹² informan de la proporción de la variación de respuesta observada que se encuentra en cada nivel de la jerarquía del modelo y nos permiten establecer la importancia relativa del periodo, las cohortes de edad y los individuos como fuentes de variación de las puntuaciones de desafección. Podemos ver así que el 2,84% de la variación en las puntuaciones de desafección se debe al periodo, mientras que el 1,60% se debe a las cohortes generacionales, quedando el resto a nivel individual.

¹¹ Para la especificación de este modelo utilizaremos la estimación por máxima verosimilitud restringida.

¹² Hay varios enfoques para interpretar los componentes de varianza en los modelos multinivel, algunos de ellos son los intervalos de cobertura y los coeficientes de correlación intraclase (ICC). Los primeros nos permiten interpretar la magnitud absoluta de los componentes de varianza en la métrica de la variable de respuesta, mientras que los segundos (ICC) miden la correlación implícita del modelo (es decir, similitud u homogeneidad) de las respuestas observadas dentro de un grupo dado.

El VPC considerado en este apartado se calcula como sigue:

$$VPC_{u(2)} = \frac{\sigma_{u(2)}^2}{\sigma_{u(2)}^2 + \sigma_{\epsilon(2)}^2 + \sigma_{\epsilon}^2}$$

¹⁰ Exceptuando la cohorte 9 por razón del bajo N.

TABLA 3. *Modelo clasificación cruzada desafección política por cohortes y periodo*

	Modelo nulo		Modelo con predictores de segundo nivel	
Wald chi2(0)=			Wald chi2(1) = 10,31	
Prob > chi2=			Prob > chi2= 0,0013	
Log likelihood =-130283,84			Log likelihood=-130279,33	
Variable	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Efectos-fijos				
Edad			0,0669534**	0,0211999
Constante	60,18133***	1,32351	56,86548***	1,702569
Variable	Estimate	Std. Err.	Estimate	Std. Err.
Efectos-aleatorios				
Var(periodo)	9,791039*** (2,13)	5,298482	10,91481*** (3,30)	5,905134
Var(cohortes)	5,329477*** (2,30)	2,115392	3,636794** (1,90)	1,435619
Var(Residual)	329,0014*** (18,13)	2,787509	328,9513*** (18,13)	2,787045
ICC	4,39%		4,24%	
VPC cohortes	1,55%		1,06%	
VPC periodos	2,85%		3,18%	
N Nivel 1	27.884		27.884	
N Nivel 2: cohortes	17		17	
N Nivel 2: periodos	7		7	
AIC	240837,39842		240830,46763	
BIC	240870,34165		240871,64667	

Fuente: Elaboración propia.

A la vista de estos resultados, calculado su ICC como combinación común de individuos anidados a la vez en periodos y cohortes, se observa que es de tan solo un 4,4%, lo que claramente indica que las puntuaciones de desafección de los españoles dentro de cada una de las 17 cohortes de edad y de los siete periodos aquí considerados son muy heterogéneas. Este resultado viene a corroborar lo que se había intuido en el análisis

descriptivo previo y lo que sostiene nuestra hipótesis, esto es, primero, que no existe un carácter generacional en la desafección política en España y, segundo, que el efecto del periodo es sustancialmente mayor que el hecho de pertenecer a una cohorte generacional concreta. Se viene consecuentemente a poner en duda las afirmaciones previas de que los efectos del periodo eran poco significativos, que la desafección procedía de un

largo proceso de acumulación cultural y que era una actitud estable (Putnam, 2011; Montero *et al.*, 1998: 41; Torcal, 2016a).

El poder explicativo de las variables típicas de los análisis APC en relación a la desafección es muy bajo para las cohortes, algo mayor para la edad y bastante más importante para el caso del periodo. Considerando esto, junto con la comparación de estos modelos y su poder explicativo, podemos concluir que, para los barómetros aquí considerados, los 27.884 españoles encuestados actúan realmente como sujetos independientes. Por tanto, puestos a considerar un modelo multinivel, este sería el que tuviese en cuenta la influencia de los periodos. Sin embargo, a los efectos de seguir profundizando en este hallazgo, a continuación planteamos varios modelos que añaden a los anteriores diversas variables explicativas. El objetivo será ver si la inclusión de más variables modifica las varianzas explicadas en ambos niveles —cohortes y periodos—.

El primero de los modelos, el nulo, no incluye variables explicativas ni controles, salvo nuestra variable dependiente. Su propósito es conocer el efecto del anidamiento, esto es, qué proporción de la varianza se debe a la estructura jerárquica de los datos. En este caso, el valor de la correlación intraclase indica que un 3% de la variación en la desafección se debe a fenómenos que ocurren debido al periodo. El siguiente modelo incluye también el efecto de la edad —significativo al 0,07—, pero apenas incrementa la variación explicativa del periodo. En consecuencia, se demuestra que la edad no constituye un factor explicativo de la desafección en el modelo APC (solo logra explicar el 0,01%)¹³.

Los modelos siguientes abordan los mecanismos causales de la desafección tras el

periodo, las cohortes y el ciclo vital. Así, la inclusión de más variables individuales (incluidas como efectos fijos) mejora la proporción de varianza explicada en el segundo nivel. El poder explicativo de las variables incluidas progresivamente se aprecia tanto en sus coeficientes significativos como en la progresiva reducción de la varianza de la constante. El mejor de los modelos es el modelo 4, que logra explicar el 6,8% de la varianza debida al periodo. Todas las variables a nivel individual, excepto la participación en huelgas y la edad, son significativas. En el segundo nivel, el impacto positivo de las variables se aprecia en la reducción de la varianza residual. La varianza explicada en el nivel individual es del 19,8%. Este modelo, además, es capaz de explicar el 66,93% de las diferencias entre periodos. De todas las variables, las que en mayor medida explican la desafección a nivel individual son el nivel de estudios, estar implicado políticamente (por ejemplo, asistiendo a manifestaciones) y, finalmente, estar satisfecho con el sistema democrático.

En el último modelo, aun siendo mejor el coeficiente AIC, se reduce el ICC e incluso pierde toda significación el efecto cohorte, por lo que no siempre son mejores los modelos que incluyen más variables explicativas. En cuanto a los efectos mostrados por las variables fijas, encontramos de nuevo que son el nivel de estudios, junto con ser estudiante, las que mayores coeficientes de varianza muestran, siendo además significativos ($p=0,001$). Sin embargo, por encima de todos destaca el hecho de sentirse cercano a un partido político ($\text{PROXIMIPARTI}=-7,316$ $p=0,000$).

Podemos concluir que nuestra estrategia empírica ha sido exitosa a la hora de explicar la varianza entre periodos, aunque no tanto al explicar la heterogeneidad intraperiodos. La razón subyacente se encuentra en las limitaciones que se introducen en un análisis multinivel realizado a través de un falso panel, lo que limita enormemente las variables independientes al no poderse establecer equivalencias entre las preguntas incluidas en las

¹³ Este cálculo se obtiene utilizando la fórmula de Kreft y De Leeuw (1998). Su fórmula es: (varianza residual del modelo nulo - varianza residual del modelo incondicional) / varianza residual del modelo nulo.

TABLA 4. Modelo clasificación cruzada en cohortes y años por países

Efectos hijos	Modelo nulo		Modelo edad		Modelo predictores I		Modelo predictores II		Modelo predictores III	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
Constante	60,18133**	1,32351	56,86548**	1,702569	74,48202**	1,586421	81,51025**	2,026653	85,44354**	1,668562
EDAD			0,0669534**	0,0211999	-0,0330413	0,0214083	-0,0044009	0,0196958	-0,0209411	0,0170413
SEXO					-3,014637**	0,2094293	-2,582663**	0,2220928	-1,970429**	0,2825344
ESTUDIOS					-3,569126**	0,0784693	-2,750191**	0,0848037	-1,919555**	0,1114878
IDEOLOGÍA							-0,2217099**	0,0584964	-0,3176451**	0,0706262
SATISDEMO							-2,417117**	0,0515336	-2,388301**	0,0578667
PARTMANIF							-4,24072**	0,2991471	-3,259166**	0,3372048
PARTHUELGA							0,2818656	0,311211	-0,0187733	0,3428649
INGRESOS									-0,0015054**	0,0001855
TRABAJA									0,4813549	0,6185374
PARADO									0,8263454	0,6443228
PENSIONISTA									0,446821	0,638033
ESTUDIANTE									-4,493869**	0,9604228
PROXIMIPARTI									-7,297297**	0,2728942

TABLA 4. Modelo clasificación cruzada en cohortes y años por países (continuación)

	Modelo nulo		Modelo edad		Modelo predictores I		Modelo predictores II		Modelo predictores III	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
Efectos aleatorios										
Var (periodo)	9,791039***	5,298482	10,91481***	5,905134	7,142629***	3,878672	16,34445***	9,537976	5,403213*	3,915401
Var (cohortes)	5,329477***	2,115392	3,636794**	1,435619	3,768316**	1,521217	2,871214*	1,268078	0,7519681	0,487245
Var (residual)	329,0014***	2,787509	328,9513***	2,787045	304,2898***	2,582279	263,8644***	2,537262	223,5596***	2,81206
ICC	4,39		4,24		3,46		6,79		2,68	
VPC cohortes	1,55		1,06		1,20		1,01		0,33	
VPC periodos	2,85		3,18		2,27		5,77		2,35	
N Nivel 1	27,884		27,884		27,795		21,654		12,665	
N Nivel 2: cohortes	17		17		17		17		17	
N Nivel 2: periodos	7		7		7		7		7	
Log Likelihood	-120414,7		-120410,23		-118942,6		-91126,09		-52245,128	
Wald Chi2			9,97		2265,79		3922,28		3790,71	
AIC	240837,3984		240830,4676		237899,208		182274,1805		104524,2562	
BIC	240870,3417		240871,6467		237956,8363		182361,9929		104650,8483	

* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001.

Fuente: Elaboración propia.

distintas encuestas consideradas. En todo caso, lo que sí ha quedado demostrado es que el periodo manda.

DISCUSIÓN

La respuesta a si la desafección política en España está marcada por ciertos rasgos que la hacen permanente y estable en el tiempo o, por el contrario, está marcada por un contexto concreto que afecta a todas las generaciones e individuos por igual ha quedado resuelta a través del análisis APC previo. Los resultados afirman que nos hallamos ante una actitud de estricto carácter coyuntural. Los VPC de periodo así lo reflejan. Las cohortes españolas ya no reflejan las diferencias intergeneracionales y la estabilidad intrageneración que hacían que dichas diferencias permanecieran transcurrido el tiempo (Inglehart, 1977 y 1991; Montero y Torcal, 1990; Torcal y Montero, 2006). Sobre el papel, los análisis aquí realizados cuestionan esta estabilidad en lo que respecta a la desafección política y sus componentes.

Ahora bien, *a priori*, esto no supone disputar las conclusiones de las investigaciones precedentes. La desafección política observada en investigaciones previas se dio en un periodo en el que la estabilidad (política, económica y social) era la norma. Por el contrario, ahora vivimos un periodo de incertidumbre y de alta inestabilidad. En definitiva, no se trata de cuestionar las tesis previas, sino de someterlas a un reanálisis.

Este texto se ha centrado en dar respuesta a la hipótesis coyuntural sobre la desafección en España. Nuestra pregunta ha quedado resuelta a través del modelo lineal jerárquico de clasificación cruzada, determinando la importancia que los efectos de la edad, las cohortes generacionales y el ciclo vital tienen sobre la desafección política. En referencia a estos efectos, ha quedado comprobado que el periodo es el factor que en mayor medida explica la variación experimen-

tada por la desafección política —teniendo un efecto que dobla en importancia al de las cohortes generacionales—. Esto pone parcialmente en cuestión las hipótesis que sostenían el carácter estable de actitudes y valores en el tiempo (Torcal, 1989; Montero y Torcal, 1990; Inglehart, 1991; Putnam, 2011; Montero *et al.*, 1998), al menos en lo que respecta a la desafección política y componentes —de cuya estabilidad hablaba Torcal (2016a) recientemente—.

La desafección política ha acabado revelándose como una actitud hacia la política de carácter coyuntural. Es el contexto el que manda en su configuración. La actualidad política y económica ha estado detrás de los cambios en la desafección política de los españoles. Los análisis de cohortes muestran una baja importancia del anidamiento o, lo que es lo mismo, dejan claro que no existen deferencias entre las pautas desafectas de las distintas generaciones españolas. Las premisas culturalistas que enfatizan la importancia socializadora deben, pues, matizarse. Las pautas a través de las cuales los individuos aprehenden e interiorizan las pautas socioculturales de su medio, bien a través de su etapa primaria, secundaria o posterior, tendrán su importancia general en la configuración de algunas actitudes hacia la política, pero no sobre la desafección. Al menos para el periodo considerado aquí (2002-2016), los factores de contexto han tenido un impacto directo sobre toda la población. No sabemos si a futuro podrán tener un impacto indirecto que marque a las generaciones que hoy se están socializando con un fuerte efecto cohorte, pero esta es una pregunta que tocará responder en un tiempo de, al menos, un par de décadas.

BIBLIOGRAFÍA

- Almond, G. A. y Verba, S. (1970). *La cultura cívica: estudio sobre la participación política democrática en cinco naciones*. Madrid: Euramérica.
- Almond, G. A. y Verba, S. (1989). *The Civic Culture Revisited*. Sage Publications.

- Campbell, A.; Gurin, G. y Miller, W. E. (1954). «The Voter Decides». *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 296(1): 171-172.
- Cassel, C. A. (1993). «A Test of Converse's Theory of Party Support». *The Journal of Politics*, 55(3): 664-681.
- Duchateau, L. y Janssen, P. (1997). «An Example-Based Tour in Linear Mixed Models». En: Verbeke, G. y Molenberghs, G. (eds.). *Linear Mixed Models in Practice*. New York: Springer-Verlag.
- Eckstein, H. (1988). «A Culturalist Theory of Political Change». *The American Political Science Review*, 82(3): 789-804.
- Edles, L. (1990). *Political Culture and the Transition to Democracy in Spain*. PhD dissertation. UCLA.
- Edles, L. (1995). «Rethinking Democratic Transition: A Culturalist Critique and the Spanish Case». *Theory and Society*, 24: 355-384.
- Erkel, P. F. A. van y Meer, T. W. G. van der (2016). «Macroeconomic Performance, Political Trust and the Great Recession: A Multilevel Analysis of the Effects of Within-country Fluctuations in Macroeconomic Performance on Political Trust in 15 EU Countries, 1999-2011». *European Journal of Political Research*, 55(1): 177-197.
- Finkel, S. E. (1985). «Reciprocal Effects of Participation and Political Efficacy. A Panel Analysis». *American Journal of Political Science*, 29(4): 891-913.
- Finkel, S. E. (1987). «The Effects of Participation on Political Efficacy and Political Support: Evidence from a West German Panel». *The Journal of Politics*, 49(2): 441-464.
- Fuchs, D. (1999). «The Democratic Culture of Unified Germany». En: *Critical Citizens: Global Support for Democratic Governance*. Oxford: Oxford University Press.
- Galais, C. (2008). *¿Socialización o contexto? La implicación política subjetiva de los españoles (1985-2006)*. Fraile, Marta (dir.), Barcelona: Universitat Pompeu Fabra. [Tesis doctoral].
- Galais, C. (2012). «Edad, cohortes o período. Desenredando las causas del desinterés político en España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 139: 85-110.
- Henn, M.; Weinstein, M. y Wring, D. (2002). «A Generation Apart? Youth and Political Participation in Britain». *The British Journal of Politics and International Relations*, 4(2): 167-192.
- Ibáñez, J. (1987). *Después de una dictadura: cultura autoritaria y transición política en España*. Madrid: Centro de Estudios Políticos y Constitucionales.
- Inglehart, R. (1991). *El cambio cultural en las sociedades industriales avanzadas*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Inglehart, R. (1998). *Modernización y posmodernización: el cambio cultural, económico y político en 43 sociedades*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Inglehart, R. y Welzel, C. (2006). *Modernización, cambio cultural y democracia: la secuencia del desarrollo humano*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Justel, M. (1992). «Edad y cultura política». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 58: 57-96.
- Kreft, I. G. G. y Leeuw, J. de (1998). *Introducing Multilevel Modeling*. Sage Publications.
- Lara Hormigo, A. (2014). «Introducción a las ecuaciones estructurales en AMOS y R». *Guía de Referencia*, 72.
- López-Pintor, R. (1981). «El estado de la opinión pública española y la transición a la democracia». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 13: 7-47.
- Madsen, D. (1987). «Political Self-Efficacy Tested». *The American Political Science Review*, 81(2): 571-582.
- Maravall, J. M. (1978). *Dictadura y disenso político: obreros y estudiantes bajo el franquismo*. Madrid: Alfaguara.
- Maravall, J. M. (1981). *La política de la transición*. Madrid: Taurus.
- Meer, T. W. G. van der (2017). «Democratic Input, Macroeconomic Output and Political Trust». En: *Handbook on Political Trust*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Mishler, W. y Rose, R. (2001). «What Are the Origins of Political Trust? Testing Institutional and Cultural Theories in Post-communist Societies». *Comparative Political Studies*, 34(1): 30-62.
- Montero, J. R.; Gunther, R. y Torcal, M. (1998). «Actitudes hacia la democracia en España: legitimidad, descontento y desafección». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 83: 9-49.
- Montero, J. R. y Torcal, M. (1990). «La cultura política de los españoles: pautas de continuidad y cambio». *Sistema: Revista de Ciencias Sociales*, 99: 33-74.

- Morán M. L. (1995). «La cultura política y la interpretación de las transiciones a la democracia (notas sobre el caso español)». *Política y Sociedad*, 20(20): 97-110.
- Morán, M. L. (1999). «Los estudios de cultura política en España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 85: 97-129.
- Morán, M. L. (2011). «La cultura política en España: Interrogantes, debates y aportaciones». En: UNAM (ed.). *Cincuenta años de la cultura cívica, pensamientos y reflexiones en honor al profesor Sidney Verba*. México: Instituto de Investigaciones Jurídicas, pp. 101-122.
- Morán, M. L. y Benedicto, J. (1995). *La cultura política de los españoles: un ensayo de reinterpretación*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Norris, P. (1999). *Critical Citizens: Global Support for Democratic Government*. Oxford: Oxford University Press.
- Norris, P. (2011). *Democratic Deficit: Critical Citizens Revisited*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Offe, C. (2006). «Political Dissaffection as an Outcome of Institutional Practices? Some post-Toquevillean Speculations». En: Torcal, M. y Montero, J. R. (eds.). *Political Disaffection in Contemporary Democracies. Social Capital, Institutions, and Politics*. London-New York: Routledge.
- Palacios Brihuega, I. (2016). *Los españoles y la calidad de la democracia*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Palma, G. Di (1970). *Apathy and Participation: Mass Politics in western Societies*. New York: The Free Press.
- Pérez Díaz, V. (1987). *El retorno de la sociedad civil*. Instituto de Estudios Económicos.
- Pilgaard, M. (2013). «Age Specific Differences in Sports Participation in Denmark – Is Development Caused by Generation, Life Phase or Time Period Effects?». *European Journal for Sport and Society*, 10(1): 31-52.
- Putnam, R. D. (2011). *Para que la democracia funcione: Las tradiciones cívicas en la Italia moderna*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Sastre, C. (1997). «La transición política en España: una sociedad desmovilizada». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 80: 33-68.
- Torcal M. (1989). «La Dimensión Materialista-Post-materialista en España: las variables del cambio cultural». *Revista Española de investigaciones Sociológicas*, 47: 227-254.
- Torcal, M. (2003). «Political Disaffection and Democratization History in New Democracies». *Kellogg Institute, Working Paper*.
- Torcal, M. et al. (2005). *España: sociedad y política en perspectiva comparada: un análisis de la primera ola de la Encuesta Social Europea*. Valencia: Tirant lo Blanch.
- Torcal, M. (2006). «Desafección institucional e historia democrática en las nuevas democracias». *Revista SAAP*, 2(3): 591-634.
- Torcal, M. (2014). «The Decline of Political Trust in Spain and Portugal: Economic Performance or Political Responsiveness?». *American Behavioral Scientist*, 58(12, SI): 1542-1567.
- Torcal, M. (2016a). «Desafección política en España en una perspectiva comparada». En: Llera Ramo, F. J. (ed.). *Desafección política y regeneración democrática en la España actual: diagnósticos y propuestas*. Madrid: CEPC.
- Torcal, M. (2016b). «Political Trust in Western and Southern Europe». En: *Handbook on Political Trust*. Cheltenham: Edward Elger, pp. 418-439.
- Torcal, M. y Montero, J. R. (2006). *Political Disaffection in Contemporary Democracies: Social Capital, Institutions and Politics*. Bellevue, Washington: Taylor & Francis.
- Yang, Y. (2008). «Social Inequalities in Happiness in the United States, 1972-2004: An Age-period-cohort Analysis». *American Sociological Review*, 73(2): 204-226.
- Yang, Y.; Frenk, S. M. y Land, K. C. (2011). *Assessing the Significance of Cohort and Period Effects in Hierarchical APC Models*. doi: 10.1093/sf/sot066
- Yang, Y. y Land, K. C. (2008). «Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys Fixed or Random Effects?». *Sociological Methods and Research Sage Publications*, 36(10).

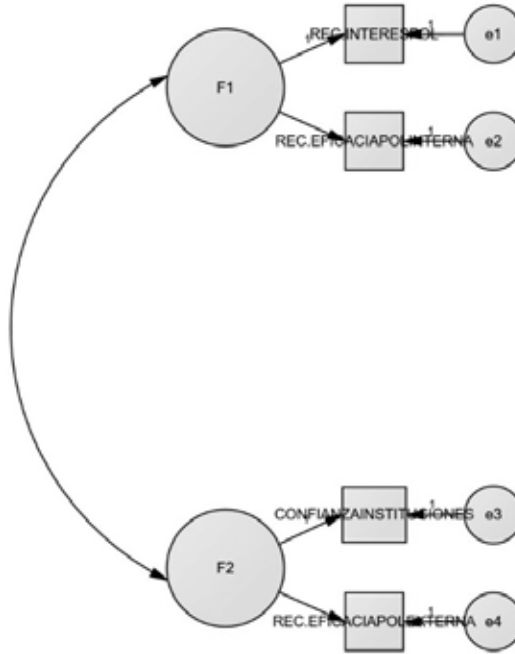
RECEPCIÓN: 03/02/2019

REVISIÓN: 11/04/2019

APROBACIÓN: 12/06/2019

ANEXO

FIGURA A.1. Representación gráfica de las variables latentes del constructo de desafección política¹⁴



Fuente: Elaboración propia.

TABLA A.1. Muestras por estudio

Estudio CIS	2450	2620	2632	2736	2860	2914	3126	3145
N	3.388	2.600	3.331	2.274	2.133	5.386	5.559	5.410

¹⁴ La figura 1 muestra esta relación causal entre los factores y sus componentes.

Correlación entre variables latentes (círculo grande): desapego político y desafección institucional (F1 y F2, respectivamente) y su relación con las variables observables: interés, eficacia política interna, confianza en las

instituciones y eficacia política externa (en rectángulos). Los círculos pequeños contienen el error asociado a las variables dependientes, que representan los factores explicativos de su variación (e1, e2, e3, e4).

Los resultados son significativos, véase la tabla 2.

Changes in the Nature of a Decade-long Crisis of Disaffection

Una década de crisis desafecta: los cambios en su naturaleza

Adrián Megías

Key words

- Political Attitudes
- APC Analysis
- Political Disaffection
- Cross-classified Models

Palabras clave

- Actitudes políticas
- Análisis APC
- Desafección política
- Modelos clasificación cruzada

Abstract

Disaffection has grown significantly during the current crisis period in Spain. This contradicts the culturalist theses defended by the large majority of researchers who study disaffection. New research questions continue to arise in this new context. This paper aims to verify whether these changes are produced by the political, economic and social crisis, which would corroborate the hypothesis that disaffection is a conjunctural political attitude by using a hierarchical linear cross-classified model. The findings suggest that conjunctural factors play a more important role in the determination of political disaffection in Spain, which highlights the weakness of culturalism in explaining the change.

Resumen

En España la desafección ha crecido notablemente durante el vigente periodo de crisis, contradiciendo las tesis culturalistas defendidas por una amplia mayoría de autores dedicados al estudio de la desafección. Esto nos lleva a plantear nuevas preguntas de investigación en el marco de este nuevo contexto. El objetivo es comprobar si estos cambios son producidos por la crisis política, económica y social, lo que corroboraría nuestra hipótesis de que la desafección es una actitud política coyuntural. Para esta finalidad empleamos un modelo lineal jerárquico de clasificación cruzada. Los resultados apuntan hacia un mayor peso de los factores coyunturales en la determinación de la desafección política en España, subrayando la debilidad en la explicación del cambio por parte del *culturalismo*.

Citation

Megías, Adrián (2020). "Changes in the Nature of a Decade-long Crisis of Disaffection". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 169: 103-122. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.169.103>)

Adrián Megías: Universidad de Murcia | adrian.megias@um.es

INTRODUCTION

The optimal functioning of democracies has been widely questioned¹. The period of capitalist democratic euphoria has been followed by “a generalised perception that democratic institutions have fallen short of delivering the promised outcomes and are rarely concerned with serving public interests and demands” (Palacios Brihuega, 2016), not to mention one of the most controversial aspects of today’s democracies: the increased distance between citizens and the political class.

When reading newspapers and their opinion sections, watching news programmes and television debates, browsing social media and prying into people’s ordinary debates, one has the impression that the public feel is that there is a growing distance between them and the political class, tinted with hostility and weariness, while the system is seen as being unable to meet citizens’ needs and demands. Political disaffection, the social response to what is perceived as the current problem in politics, is the object of study of this paper.

Disaffection goes beyond feeling negative about politicians, politics and their processes, and about a system that is incapable of meeting public needs and demands; it has been described as a structural attitude towards politics. Spanish society has traditionally been defined as disaffected or cynical.

However, descriptively, societal behaviour seems to have changed. A change has been particularly visible since the beginning of the 2008 political and economic crisis. This shows the limitations of cultural theories to account for the change and also contradicts the hypotheses that claim that change is stable in nature. The recent role that the

economic and political crisis seems to have played on some components of this disaffection (van Erkel and van-der Meer, 2016; Meer, 2017; Torcal, 2014, 2016b), such as the opposite trend detected in Spain between political detachment and institutional disaffection (Figure 1), reinforces the explanatory role that the conjunctural circumstances must have played, and refutes the structural character attributed to political disaffection.

Previous studies have postulated the existence of an anti-political cultural background in Spain (Montero *et al.*, 1998; Offe, 2006; Torcal and Montero, 2006;), in which the constant nature of political disaffection was explained by the country’s past democratic history (Torcal, 2003; 2006). In contrast, the starting hypothesis here is that political disaffection is largely due to the effects of a period that exceed those related to belonging to a specific birth cohort. This basically involves rejecting other hypotheses that link this attitude to the features and characteristics of a Spanish political culture marked by disaffection.

Discovering why certain attitudes towards politics have changed in recent years entails finding explanatory factors that are strong enough to deal with the previous cultural conditioning as well as providing solid evidence about the changing nature of disaffection itself.

POLITICAL DISAFFECTION IN SPAIN

The stable nature of values and attitudes (including political disaffection) in the Spanish case has been widely discussed by Torcal (1989, 2003, 2016) and Montero and Torcal (1998, 1990). They concluded, with Inglehart (1977, 1991), that the inter-generational differences and intra-generation stability found among Spanish cohorts mean that differences have remained over time. In fact, the political culture in Spain has been described as apathetic, cynical, disaffected, distant from

¹ The average grade for Spanish democracy stands at 0.46 points on a scale of 0 to 1. This is an arithmetic average of 35 items that Palacios Brihuega (2016) calculated by following the work of the Democratic Audit and CIS Surveys Nos. 2701 and 2790.

public matters, passive and subject-based (Galais, 2008), in addition to being stable. The reasons for this have been explained from two culturalist perspectives. On the one hand, from those who attribute these attitudes to the country's historical and political past (Ibáñez, 1987; López-Pintor, 1981; Maravall, 1978; Montero and Torcal, 1990; Pérez Díaz, 1987; Sastre, 1997). And on the other, from those who talk about the impact of the socialisation process and the importance of the elites during the transition to democracy (Maravall, 1981; Morán and Benedicto, 1995; Morán, 1999).

Starting with this last point, during the transition to democracy in Spain, a unified discourse was built around the idea of consensus, of national interest, of moderation and collective forgetfulness of a period that constituted an irrational event of unusual violence that led to a fratricidal confrontation, which would dominate the discursive frames of the Spanish². This founding myth of democracy in Spain resulted in one of the particularities of the political culture of the Spanish case, namely the high levels of legitimacy of the system and the satisfaction with how the political transition occurred³. The other set of explanations that account for the traits and attitudes of the Spanish have emphasised the Francoist legacy and its repression, depoliticisation and criminalisation of politics, to the extent that it became an activity from which it was better to stay away. A well-remembered statement by Franco epitomises this: "Do what I do and don't get into politics". Consequently, this "explanatory culturalism" argues that soci-

etal change took some time and came when the generations socialised under the dictatorship were replaced by the new generation socialised during and after the transition to democracy.

However, while disaffection is one of those negative attitudes that classic studies on political culture in Spain have discussed, it is also true that the explanations for this phenomenon seem to have lost explanatory power, since the behaviour of the disaffection has changed significantly. In the last decade, the evolutionary patterns of disaffection indicators (in two dimensions, political and institutional) have been disrupted and have shown disparate trends. Whereas previously political detachment and institutional disaffection had run in parallel, now for the first time, they seem to have gone in divergent directions (see Figure 1). In addition, although the relative temporary stability of political disaffection in Spain has been accepted, which has led many to consider it to be structural⁴, the levels of disaffection showed a remarkable growth in the wake of the crisis. This has challenged previous conceptions of disaffection and has opened a window of opportunity for those of us who maintain that it changes over time.

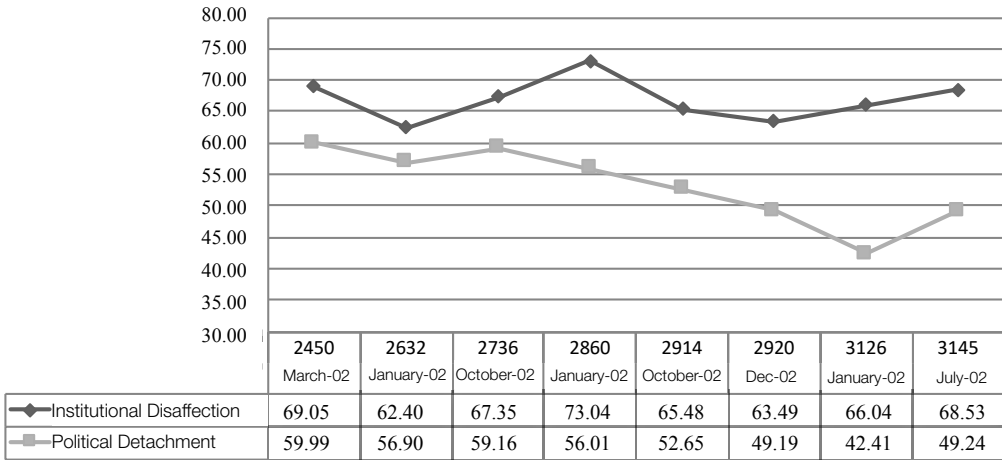
It should be remembered that all these studies stem from the dominant paradigm in the political culture classics (Almond and Verba, 1970; 1989). Attitudes change slowly, since they depend on cultural traits resulting from the socialisation process, whereupon they become stable, a characteristic that is reproduced over time (Eckstein, 1988; Mishler and Rose, 2001). The differences between countries and the reason for their stability are,

² This approach, known as the "the pact school" (Edles, 1994, 1995), combines theories of rational choice with an institutionalist analysis (Morán, 2009).

³ In line with Morán (1995), the large majority of studies have stressed that "one of the main characteristics of the Spanish political culture is a combination of the high legitimacy of the democratic system with its low effectiveness".

⁴ For further discussion, see Montero *et al.* (1998); Torcal (2003, 2014); Torcal *et al.* (2005); Torcal (2014) stated that there seems to have been high, stable levels of political detachment, and with great differences existing between the countries of northern and central Western Europe". This could be true up until 2008, but not thereafter, as shown by changes in trend.

FIGURE 1. Evolution of components of political disaffection



therefore, a consequence of the different events occurred in each country and their historical legacies (Inglehart, 1991, 1998; Inglehart and Welzel, 2006; Putnam, 2011). Thus, the attitudinal nature of the research object here places it within the field of political culture, with the ensuing emphasis on the weakness of this current to explain the change in attitudes.

The emergence of the economic and financial crisis in 2008, which has affected various EU countries, has prompted the questioning of culturalist claims in view of the increasing disaffection experienced in different countries, regardless of their starting levels. The recent role that the crisis seems to have played in the opposing trend identified in Spain between political detachment and institutional disaffection would reinforce the explanatory role that circumstances must have played.

Still, the presence of the cultural component remains compatible with the presence of both critical citizens (Norris, 1999, 2011) (who are incisive in their analysis of political and economic actions), and with the evaluation of how the system functions and the presence of high levels of democratic ideals

as an explanatory element of political trust (Torcal, 2016a). In other words, the improvement of the political and economic situation should lead, as Torcal (2016a) stated, to an improvement in the indicators of disaffection. However, this does not seem to be the case, at least in Spain. In addition, analysing the two components of the crisis (assessment of economic results and assessment of the functioning of democracy) and their influence on the disaffected dimensions does not solve the question about the nature of political disaffection. There is therefore no evaluation of the importance of cultural components on disaffection that would determine whether disaffection will return to its original levels once this political and economic crisis has been overcome, driven by the experiences of the past and by socialisation. This would show that disaffection bears the imprint of these factors and, therefore, would indicate its structural nature.

Consequently, to see if the current trends reflecting the political and economic crisis are either a temporary process, or a long-term trait that will influence disaffection, the aim here is to find which factors account for political disaffection in Spain. This involves

observing the new trends and explanations, in order to unravel if this is an attitude with features opposed to those defined so far for the dependent variable. The objective is, therefore, to address the question of whether disaffection is a consequence of structural or cyclical factors, or on the contrary, whether the changes in disaffection levels result from a greater stage and lie in a cultural change in the political attitudes of the Spanish public.

Since the research questions and hypotheses refer to a concept that is certainly polysemic and frequently erroneously treated and confused with others, it is necessary to first define disaffection, outline its dimensions and see how it differs from other concepts.

Conceptualisation

Political disaffection has been frequently used as a synonym for discontent with, reconsideration of the legitimacy of, cynicism towards, distrust of, or apathy about democracy. This is hardly surprising, as many of these attitudes show how citizens respond to politics, how they position themselves in political processes, and what their predisposition towards political participation is. Despite its proximity to these attitudinal dimensions, disaffection is considered in the literature as a differentiated and separate component; in fact they are usually assumed to be conceptually and empirically different dimensions (Montero *et al.*, 1998). Disaffection is related to a series of negative attitudes towards citizens' political culture that focus on the political system; or, as DiPalma (1970) said, it involves "the subjective feeling of powerlessness, cynicism, and lack of confidence in the political process, politicians, and democratic institutions, but with no questioning of the political regime".

It is clear, therefore, that these are different concepts. This article understands po-

litical disaffection to be negative feelings towards politicians, politics and their processes, and towards a system that is unable to meet the demands and needs of citizens, and which is formed by two relatively independent dimensions (Torcal, 2005; Torcal and Montero, 2006). One refers to the distancing or lack of interest of citizens in politics and their self-evaluation as political actors, as well as to the criticism of the political process and politicians, which can be grouped under the label of political detachment. It is measured through indicators of interest in politics and internal political efficiency. The other one refers to feelings of distrust of political representatives and institutions (that are accused of a growing lack of responsibility) (Torcal *et al.*, 2005). It is measured by indicators of trust in institutions and external political efficiency (Torcal, 2003).

METHOD

As noted above, the more cultural currents have been shown to provide weak explanations to the phenomenon of disaffection. This, together with the changes identified following the onset of the crisis, has caused the stability hypothesis to be questioned, which calls for an attempt to overcome the limitations in how these changes are accounted for. In order to address this question and the main hypothesis, a model needs to be considered that takes into account both the influence that the political past has had on the shaping of these attitudes, and the impact of the circumstances at the specific time when measures of unfavourable attitudes towards politics are recorded.

The HAPC (hierarchical age, period and cohort) models will be used for this purpose. These deal with the different variances produced by different levels of aggregation and provides a statistical solution to simultaneously address the influence that the culture

TABLE 1. *Definition of Age Cohorts 1895-2019*

	Year of birth	Year of socialisation	Important events
Cohort 1	1895-1924	1910-1939	Second Republic Civil War
Cohort 2	1925-1934	1940-1949	Civil War and post-war
Cohort 3	1935-1944	1950-1959	Post-war period and autarchic period
Cohort 4	1945-1954	1960-1969	Developmentalism
Cohort 5	1955-1964	1970-1979	Openness, transition to democracy
Cohort 6	1965-1974	1980-1989	Construction and consolidation of democracy
Cohort 7	1975-1984	1990-1999	Welfare State Development and economic growth
Cohort 8	1985-1994	2000-2009	Euro, 2000 economic boom, 2004 terrorist attacks, economic crisis, political corruption
Cohort 9	1995-2004	2010-2019	Economic crisis, political corruption, 15M

and/or context may have had on disaffection. This is also appropriate at a time when traditional patterns of political disaffection conceived in the initial pioneering studies is being redefined. Institutional disaffection and political detachment have begun to show divergent patterns, at least in the Spanish case, something that had already been anticipated by Campbell (1954). Political disaffection had moved away from stability patterns, and there is no clear presence of cultural components in the high levels of disaffection in southern European countries.

A multilevel cross-classified analysis was used, where the generations⁵ were structured on a second level together with the years (periods) in which the surveys were

conducted⁶. This placed the focus on both longitudinal variance, and the importance that each of the structural and conjunctural components had in shaping political disaffection. The aim was to determine its nature, obtain more robust results and ensure reliable contrasts are used to satisfy the hypotheses proposed.

Applying a multilevel logic to the analysis of age, cohorts and period involves “forcing” the concept of level to turn it into a predictive variable of aggregate level such as age cohorts. Some researchers would say that *a birth cohort is an independent variable, not a level of analysis*. For example, a common problem in classic APC (Age-Period-Cohort) models was that, while cross-sectional data confuses personal ageing effects with cohort effects, longitudinal data confuses ageing effects with period effects (Justel, 1992). This

⁵ In the model used, 17 age cohorts were considered that resulted from dividing the eight cohorts initially considered to estimate a hierarchical model with a number of individual units in each aggregate higher than 15 (Kreft and de Leeuw, 1998). The cohorts are defined in the Table 1.

⁶ This variant was developed and applied by Yang and Land (2008). See: Yang, Frenk, and Land (2011) and Yang and Land (2008).

is mainly due to the existence of a perfect linear relationship between the effects of age, period and cohort, which causes an identification problem in the classic APC analysis. In fact, all of the effects could be calculated using the following formula:

$$\text{Period} - \text{Age} = \text{Cohort}$$

This involves that there is an infinite number of possible solutions of the matrix equation, “[...] one for each possible linear combination of column vectors... Therefore, it is not possible to estimate separately the effects of A, C and P without imposing at least one constraint on the coefficients in addition to the reparametrization” (Yang and Land, 2008). The solution comes from the one already adopted and tested in studies such as those by Yang (2008) and Yang *et al.* (2011) through the application of hierarchical cross-classified models. As these researchers demonstrated, random effects models estimate a parameter that represents the distribution of errors. They concluded that a specification of random effects models was more efficient regardless of whether the number of birth cohorts and time periods were moderate (19 cohorts and 15 time periods) or small (5 cohorts and 5 time periods). This finding was consistent with the conclusions on the relative statistical efficiency of mixed and fixed effect models in other studies with unbalanced data designs (Duchateau and Janssen, 1997).

The data to be used in the analysis were collected from a false set of equivalent questions from barometers numbers 2450, 2632, 2736, 2860, 2914, 2920, 3126 and 3145, deposited in the CIS Data Bank. These surveys covered the period between 2002 and 2017, a long period of time that included some turbulent periods, such as the impact of the economic crisis, and other less unsettled periods. This year span was selected to capture the economic crisis years and its influence on politics; that is, to see how the conjunctural elements must have affected the dimensions of political disaffection and politics as

a whole. The first surveys to be used dated from 2002 and 2006, just before the beginning of the crisis, which can be considered as the more critical point of Spanish economy. The barometers of the years 2007, 2008 and 2011 were then taken into account. Finally, the surveys from 2013 to 2017 were considered. The integration of these barometers meant that the variables had to be recoded so that they were comparable to each other. In addition, the dependent variable “DISAFFECTION” was constructed as an index, with its values oscillating between 0 (absence of political disaffection) - and 1 (high disaffection), following the operationalisation of the concept described above. The strength and validity of the index was determined and calculated through a confirmatory factor analysis. The coefficients are shown in Table 2. As can be seen, the model has appropriate levels of fit, indicating that at least 90% of the covariance in the data can be reproduced by the model.

For the construction of the IPD (index of political disaffection), the four variables that make up the two dimensions of political detachment and institutional disaffection were used. This addresses one of the shortcomings recently detected in the theoretical background studies, which only focused on one of the two dimensions (Torcal, 2016a). This construction was empirically validated by confirmatory factor analysis (see Annex).

According to multilevel notation, the model was formulated as follows:

$$\text{Disaffection}_{ijk} = \beta_0 + S1_{ijk}V_{1k} + S2_{ijk}V_{2k} + \dots + S17_{ijk}V_{17k} + u_{jk} + e_{ijk}$$

where $\text{disaffection}_{ijk}$ is the observed value of disaffection of individual i in cohort j , in artificial “cluster” k that represents the period, β_0 is the predicted average score of all periods and all cohorts $S1_{ijk}, S2_{ijk}, \dots, S17_{ijk}$, and are a $V_{1k}, V_{2k}, \dots, V_{17k}$ series of 17 binary cohort indicators, one for each cohort, are the 17 random coefficients of level 3, u_{jk} is the effect of cohort j , and e_{ijk} is the residual error at the individual level.

TABLE 2. *Confirmatory factor analysis. Validity of political disaffection construct?*

	Survey Number									
	1788	2450	2620	2632	2736	2860	2914	2920	3126	3145
CFI*	0.959	0.986	0.998	0.999	0.988	0.993	.0874	0.891	0.895	0.983

* *“The IFC compares the discrepancy between the covariance matrix predicted by the model and the covariance matrix observed, with the discrepancy between the covariance matrix of the null model and the covariance matrix observed to assess the degree to which fit was negatively impacted when shifting from the model proposed here to the null model. This model has been corrected with respect to the complexity of the model. Index values range between 0 and 1. Conventionally, the CFI value should be higher than 0.90, indicating that at least 90% of the covariance in the data can be reproduced by the model” (Lara Hormigo, 2014).*

Source: Developed by the author.

The aim is to explain the changes and continuities in political disaffection in Spain; determining whether the disruptions that were seen in the initial descriptive analyses were caused by belonging to a certain age

cohort or, rather, whether it was the impact of the current political periods being experienced by the respondents that has affected the levels of disaffection detected in Spain. The starting hypothesis was that disaffection was largely due to period effects that exceeded those of belonging to a specific birth cohort, which would lead to the rejection of other hypotheses that link this attitude to the traits of a characteristically disaffected Spanish political culture.

⁷ The index of political disaffection is composed of sub-indices “political detachment” and “institutional disaffection”. The questions used for political detachment were: (1) “In general, are you very, rather, somewhat, hardly or not interested in politics?” recoding 1 “very interested”, 0.75 “rather interested”, 0.5 “somewhat interested”, 0.25 “hardly interested”, 0 “not interested”. And (2) “I will now read a list of statements about different issues. Please tell me if you agree or disagree with each of them”. The statements were: “Generally, politics seem so complicated that people like you can’t understand what happens”. “In general, you are a citizen who understands politics”. The response categories in both cases were strongly agree (1), agree (2), neither agree nor disagree (3), disagree (4), strongly disagree (5), and recoding allocated 1 point to “strongly agree” 0.75 to “agree”, 0.5 to “neither agree nor disagree”, 0.25 to “disagree” and 0 to “strongly disagree” or vice versa, depending on the meaning of the sentence. So those who understand politics would have high internal effectiveness and, on the contrary, those who consider it complicated would have low efficiency. This would change the scores, keeping in mind the positive or negative sense of effectiveness. For institutional disaffection the following questions were used: (1) Please tell me the degree of confidence you have in a series of institutions, using a scale from 0 to 10, where 0 means that you “do not have any confidence in it”, and 10 that you “have a lot of confidence in it”. The Parliament and the political

Explanatory variables

A series of models were proposed to probe deeper into the conjunctural nature of the changes and determine possible individual

parties where used, since only purely political institutions were considered. Recoding resulted in scores ranging between 0 and 1. And (2) “Could you tell me if you strongly agree, agree, disagree or strongly disagree with the following statements?” The statements were: “Politicians do not care much about what people like you think,” or “Voting is the only way that people like you can influence what the government does”. After recoding: 0 = strongly agree; 0.33 = agree; 0.66 = disagree; and 1 = strongly disagree.

In both cases, the variables were recoded into a new metric variable, so that they would oscillate between 0 and 1, where 0 meant absence of disaffection and 1 total disaffection. The formula used was:

$$IDP = \left(\frac{\text{Interest in pol} + \text{Eficiency internal pol}}{2} \right) + \left(\frac{\text{Confidence in institutions} + \text{Eficiency external pol}}{2} \right) // 2$$

predictors. These models introduced more explanatory variables (in addition to the aforementioned APC). To this end, the models outlined below included sex and education level as structural variables, which were added to age. Other explanatory variables (satisfaction with the government, with the state of the economy and with the functioning of democracy) were also included to capture the influence of the current political, economic and social situation. Some variables that measured political participation⁸ (such as voting, participation in demonstrations, and the signing of petitions) were also introduced.

RESULTS

Exploring generational effects, conjunctural effects and the life cycle

The different effects that can be established in relation to the dependent variable are analysed here. These determine the real nature of the disaffection in Spain. Three types of effects were found in the analysis. Cohort effects, which characterised political disaffection among those individuals who belonged to a particular generation and showed different levels of disaffection depending on the political, social and economic circumstances in which they grew up. This set of generational hypotheses is fundamentally conditioned by the socialisation to which each cohort has been exposed, so depending on how they have apprehended the socio-cultural patterns of their environment, they have developed diverse beliefs and patterns of behaviour.

The effects of age also influence disaffec-

tion. Therefore, young and old people expressed greater distance and rejection, together with a lower level of involvement and interest in politics. This is known as the quadratic effect of age (Galais, 2012). Variations in disaffected attitudes could thus be linked to changes in the life cycle.

Finally, period effects are those attributable to context circumstances and affect all population groups equally, regardless of age or generation. Some of these effects are related to political corruption, economic and political crisis, and effects of great social impact, such as terrorist attacks or political mobilisations that have marked the future of the recent contemporary history of Spain. It is noteworthy that the period effect occurs when changes take place at the same time in all generations or stages of the life cycle (Pilgaard, 2013). According to the hypotheses of this paper, the impact of the economic crisis and corruption have influenced the changes experienced in the levels of political disaffection found among Spanish citizens.

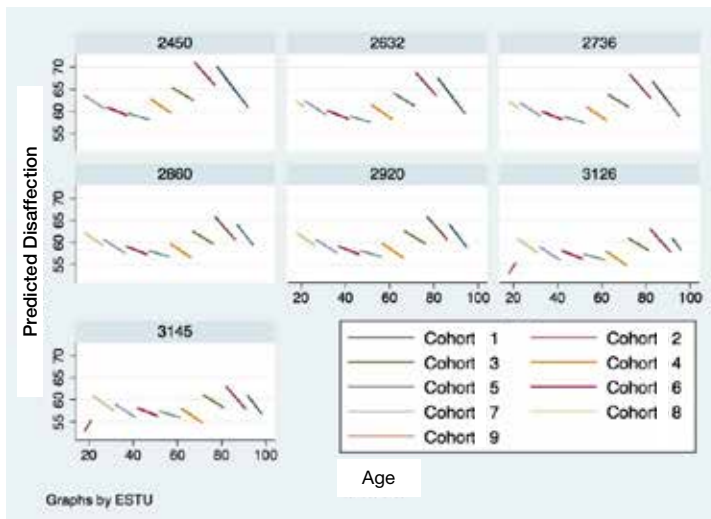
To analyse the relationship between the three possible types of effects, the simplest estimates of these relationships will be visually checked first. Figure 2 shows the predicted values of political disaffection by age, cohort and period⁹. The older cohorts had the highest levels of political disaffection. This is especially important in the case of Survey no. 2450 (2002) and also for Survey no. 2632 and no. 2736 (2006 and 2007), in which disaffection showed a kind of “u” shape. However, levels of disaffection were always lower in youth than in old age. On the

⁸ It could be argued that disaffection is a disincentive for participation, but the direction of causality is not clear. In fact, having a feeling of high political efficacy encourages participation, but participating in itself also promotes that feeling. Being involved in politics can affect political attitudes such as disaffection (Finkel, 1985, 1987; Madsen, 1987).

⁹ The formula used to calculate the slopes of the regression line was:

$$\text{Political Disaffection} = \beta_0 + \beta_1 * \text{Age}$$

An estimate was found for each of the eight generational cohorts. The R² coefficients for each of them were: cohort 1=0.02; cohort 2=0.02; cohort 3=0.007; cohort 4=0.01; cohort 5=0.002; cohort 6=0.003; cohort 7=0.009; cohort 8=0.005; cohort 9=0.002.

FIGURE 2. Predicted values of political disaffection by age and period

Source: Developed by the author.

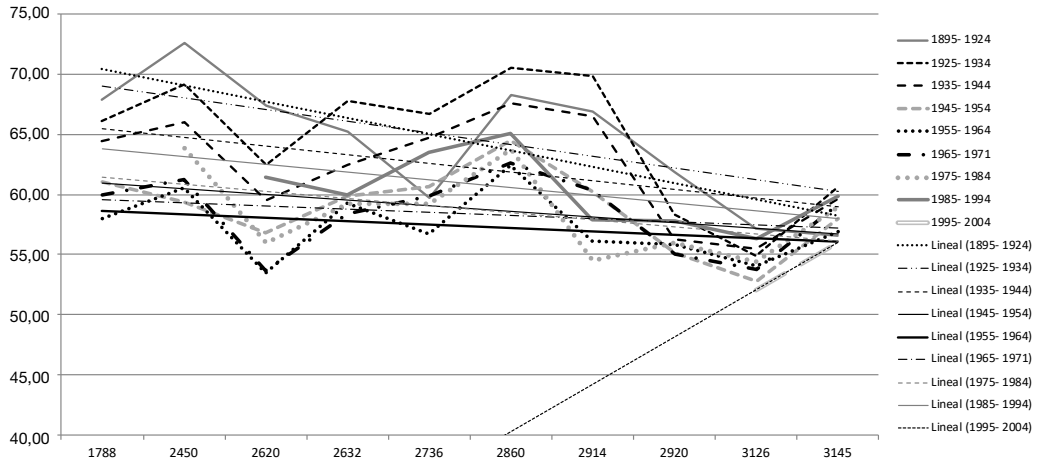
contrary, this shape tended to become flat as periods elapsed, and a decrease was found in levels of disaffection for all cohorts. This seems to show the existence of a period effect, especially since 2007, at the beginning of the economic and financial crisis that had a great impact in Spain.

Remarkably, there was almost no generational turnover in terms of aggregate levels of disaffection. A slight cohort effect was found that could be seen among the less disaffected cohorts 4 and 5.

On a preliminary approach, the figures seem to be consistent with the hypothesis that political disaffection is an attitude marked mainly by the political, social and/or economic events that take place during a certain period. In short, although the generational cohorts were replaced over time, period effect seemed to predominate over generation effect. It will be necessary to pay attention to the rest of the effects in order to validly analyse the change in political disaffection in some depth, since age in itself is not usually a strong explanatory factor, as it

is controlled by other factors, according to theoretical evidence (Justel, 1992).

The second effect to be analysed was that of generational cohorts (Figure 2). At first glance, it seems that all cohorts were affected by period effects, as shown by the peaks in growth and decline. According to the literature, there also seem to be slight differences between generations, which suggests a possible hybrid period-cohort effect that will have to be complemented with further statistical analyses. Taking into account the cautionary advice on cohort size, the first and last cohorts may be distorted, which will also have to be statistically determined. It is also worth mentioning the decreasing nature of political disaffection in Spain, with average percentages ranging from 63-65% in 1989-2002 to 54.5% in 2016, and then increasing again, although slightly, at the end of 2016. The highest levels were found in the years 1989, 2002 and 2011 (the latter being the highest). This seems to be caused by a period effect, since it was in 2011 that the economic crisis was at its worst.

FIGURE 3. Evolution of political disaffection by cohorts

Source: Developed by the author.

Finally, the graphs provided above show that the variations in the proportion of disaffected people are probably due to period effects. This type of effects is detected by the increases and decreases that occur simultaneously in the entire population within which political attitude is measured (Cassel, 1993; Fuchs, 1999; Henn, Weinstein and Wring, 2002). One of the most notable declines occurred for all generations in 2006 with respect to 2002. In 2007 some continuity can be seen, along with slight increases. However, there was a general increase for all generations in 2011. It could be said that a strong period effect occurred, probably due to the economic crisis and the widespread perception of corruption. The next decrease in political disaffection occurred at the beginning of 2016 and increased again across all age cohorts by the end of that year.

Modelling political disaffection in the new century

The data and figures described so far do not make it totally clear whether there was a period of political disaffection, a cohort effect or, conversely, whether there was a mixed

effect. However, the data do point towards a limited cohort effect. The evolutionary analysis of the different cohorts shows similar behaviour, their changes of trend occur at similar times and in the same direction. All this suggests, at least in this descriptive part of the analysis, that belonging to one or another age cohort did not involve displaying very different disaffected behaviour. Although there are distances between cohorts throughout the 2002-2016 period and slight differences, the trend lines ran parallel¹⁰.

To effectively determine whether political disaffection was continuous or discontinuous and whether there are mixed period-cohort effects, hierarchical linear models need to be applied. This phase is essential to quantify separately the¹¹ variance attributable to the individual level and the aggregate. The results of the cross-classified model are shown in Table 3.

As can be seen, the average disaffection expected in an individual selected at random

¹⁰ Except for cohort 9 due to a low N.

¹¹ For the specification of this model the maximum restricted likelihood estimation was used.

TABLE 3. Cross-classified model. Political disaffection by cohort and period

Null model		Model with second-level predictors		
Wald chi2(0)= Prob > chi2=		Wald chi2(1) = 10,31 Prob > chi2= 0,0013		
Log likelihood =-130283,84		Log likelihood=-130279,33		
Variable	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Fixed-effects				
Age			0.0669534**	0.0211999
Constant	60.18133***	1.32351	56.86548***	1.702569
Variable	Estimate	Std. Err.	Estimate	Std. Err.
Random-effects				
Var(periodo)	9.791039*** (2.13)	5.298482	10.91481*** (3.30)	5.905134
Var(cohortes)	5.329477*** (2.30)	2.115392	3.636794** (1.90)	1.435619
Var(Residual)	329.0014*** (18.13)	2.787509	328.9513*** (18.13)	2.787045
ICC	4.39%		4.24%	
VPC cohortes	1.55%		1.06%	
VPC periodos	2.85%		3.18%	
N Level 1	27,884		27,884	
N Level 2: cohorts	17		17	
N Level 2: periods	7		7	
AIC	240837.39842		240830.46763	
BIC	240870.34165		240871.64667	

Source: Developed by the author.

among the generational cohorts was 60.18. It can also be interpreted as the constant of an empty linear regression. The standard deviation around this mean for individuals was 2.30 for the cohorts, and 3.13 for the period, while the standard deviation within the cohort was 18.13.

These results make it possible to calculate the interclass correlation coefficient *rho*

(*p*), which determines the degree of homogeneity between the disaffected individuals in a cohort, or the variance partition coefficients (VPCs). The VPCs¹² provide informa-

¹² There are several ways of interpreting the variance components in multilevel models. Some of them are: coverage intervals and intraclass correlation coefficients (ICC). Coverage intervals make it possible to interpret

tion on the proportion of the observed response variation found in each level of the model hierarchy and allow the relative importance of the period, age cohorts and individuals as sources of variation of disaffection scores to be established. Some 2.84% of the variation in disaffection scores were due to the period, while 1.60% was due to generational cohorts, the rest remaining at the individual level.

In view of these results, the ICC was calculated as a common combination of nested individuals in both periods and cohorts, which was only 4.4% and clearly indicated that the disaffection scores of Spaniards within each of the 17 age cohorts and of the seven periods considered here were very heterogeneous. This result corroborated what had been intuited in the previous descriptive analysis and the initial hypothesis; that is, first, that there was no generational character in political disaffection in Spain and, second, that period effect was substantially greater than the fact of belonging to a specific generational cohort. This therefore calls into question previous claims that the effects of the period were almost insignificant, that disaffection came from a long process of cultural accumulation and that it was a stable attitude (Putnam, 1993; Montero *et al.* 1998: 41; Torcal, 2016).

The explanatory power of the typical variables of the APC analyses in relation to disaffection was very low for cohorts, somewhat older for age and much more important for period. Considering this, together with the comparison of these models and their ex-

planatory power, it can be concluded that the 27,884 Spanish respondents actually acted as independent subjects for the barometers considered here. Therefore, when choosing a multilevel model, the preferred option would be one that took into account the influence of periods. However, in order to probe deeper into this finding, several models are proposed below that add several explanatory variables to the previous ones. The objective is to see if the inclusion of more variables modifies the variances explained at both levels (cohorts and periods).

The null model did not include explanatory variables or controls, except for the dependent variable. Its purpose was to find out the effect of nesting, that is, what proportion of the variance was due to the hierarchical structure of the data. In this case, the intra-class correlation value indicated that 3% of the variation in disaffection was due to phenomena that occurred due to the period. The following model also included the effect of age (significant at 0.07), but this hardly increased the explanatory variation of the period. Consequently, it was shown that age is not an explanatory factor for disaffection in the APC model (it only accounted for 0.01%)¹³.

The following models address the causal mechanisms of disaffection after the period, cohorts and life cycle. Thus, the inclusion of more individual variables (included as fixed effects) improve the proportion of variance explained in the second level. The explanatory power of the variables progressively included can be seen both in their significant coefficients and in the progressive reduction of the variance of the constant. The best of the models was model 4, which explained 6.8% of the variance due

the absolute magnitude of the variance components in the measurement of the response variable, while intra-class correlation coefficients (ICC) measure the implicit correlation of the model (i.e. similarity or homogeneity) of the responses observed within a given group.

The VPC considered in this section was calculated as follows:

$$VPC_{u(2)} = \frac{\sigma_{u(2)}^2}{\sigma_{u(2)}^2 + \sigma_{u(2)}^2 + \sigma_{\epsilon}^2}$$

¹³ This calculation was obtained using the Kreft and De Leeuw formula (1998). Namely: (residual variance of the null model - residual variance of the unconditional model) / residual variance of the null model.

TABLE 4. Cross-classified model in cohorts and years

	Null model		Age model		Predictors Model I		Predictors Model II		Predictors Model III	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
Fixed effects										
Constant	60.18133***	1.32351	56.86548***	1.702569	74.48202***	1.586421	81.51025***	2.026653	85.44354***	1.668562
AGE			0.0669534**	0.0211999	-0.0330413	0.0214083	-0.0044009	0.0196958	-0.0209411	0.0170413
SEX					-3.014637***	0.2094293	-2.582663***	0.2220928	-1.970429***	0.2825344
EDUCATION					-3.569126***	0.0784693	-2.750191***	0.0848037	-1.919555***	0.1114878
IDEOLOGY							-0.2217099***	0.0584964	-0.3176451***	0.0706262
SATISDEMO							-2.417117***	0.0515336	-2.388301***	0.0578667
PARTDEMONST							-4.24072***	0.2991471	-3.259166***	0.3372048
PARTSTRIKES							0.2818656	0.311211	-0.0187733	0.3428649
INCOME									-0.0015054***	0.0001855
EMPLOYED									0.4813549	0.6185374
UNEMPLOYED									0.8263454	0.6443228
PENSIONER									0.446821	0.638033
STUDENT									-4.493869***	0.9604228
CLOSEPARTY									-7.297297***	0.2728942

TABLE 4. Cross-classified model in cohorts and years (continuation)

	Null model		Age model		Predictors Model I		Predictors Model II		Predictors Model III	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
Random effects										
Var (period)	9.791039***	5.298482	10.91481***	5.905134	7.142629***	3.878672	16.34445***	9.537976	5.403213*	3.915401
Var (cohorts)	5.329477***	2.115392	3.636794**	1.435619	3.768316**	1.521217	2.871214*	1.268078	0.7519681	0.487245
Var (residual)	329.0014***	2.787509	328.9513***	2.787045	304.2898***	2.582279	263.8644***	2.537262	223.5596***	2.81206
IOC	4.39		4.24		3.46		6.79		2.68	
VPC cohorts	1.55		1.06		1.20		1.01		0.33	
VPC periods	2.85		3.18		2.27		5.77		2.35	
N Level 1	27.884		27.884		27.795		21.654		12.665	
N Level 2: cohorts	17		17		17		17		17	
N Level 2: periods	7		7		7		7		7	
Log likelihood	-120414.7		-120410.23		-118942.6		-91126.09		-52245.128	
Wald chi2			9.97		2265.79		3922.28		3790.71	
AIC	240837.3984		240830.4676		237899.208		182274.1805		104524.2562	
BIC	240870.3417		240871.6467		237956.8363		182361.9929		104650.8483	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Source: Developed by the author.

to the period. All variables at the individual level except participation in strikes and age were significant. In the second level, the positive impact of the variables can be seen in the reduction of the residual variance. The variance explained at the individual level was 19.8%. In addition, this model is able to explain 66.93% of the differences between periods. Of all the variables, the ones that most explain disaffection at the individual level are the level of education, being politically involved (e.g. participating in demonstrations) and being satisfied with the democratic system.

In the last model, while the AIC coefficient was better, the CCI was reduced and the cohort effect even lost all its significance. Therefore, the models that included more explanatory variables were not always better. Regarding the effects shown by the fixed variables, the highest coefficients of variance were again shown by education level being a student, which were also significant ($p = 0.001$). However, the most outstanding was the fact of feeling close to a political party (PROXIMIPARTI = -7,316 $p = 0.000$).

It can be concluded that the empirical strategy used in this study has been successful in explaining the variance between periods, although not so much in explaining intra-period heterogeneity. The underlying reason lies in the limitations that were introduced in a multilevel analysis conducted through a false set of questions. This greatly limited the independent variables, since equivalences could not be established between the questions included in the different surveys considered. In any case, it has been demonstrated that it was the period that prevailed.

DISCUSSION

The answer to whether political disaffection in Spain is marked by certain features that make it permanent and stable over time or,

on the contrary, it is marked by a specific context that affects all generations and individuals alike, was resolved by the use of the APC analysis. The results showed that political disaffection was a strictly conjunctural attitude, as shown by the period VPCs. The Spanish cohorts no longer reflected the intergenerational differences and the intrageneration stability that rendered such differences stable over time (Inglehart, 1977 and 1991; Montero and Torcal, 1990; Torcal and Montero, 2006). On paper, the analyses performed here question this stability in terms of political disaffection and its components.

Having said that, the conclusions of the preceding studies are not disputed. The political disaffection observed in previous investigations occurred in a period in which stability (political, economic and social) was the norm. On the contrary, Spain is now undergoing a period of uncertainty and high instability. Ultimately, it is not a question of questioning the previous theses, but of re-analysing them.

This paper has focused on addressing the hypothesis that disaffection is conjunctural in Spain. The question has been answered through the hierarchical linear model of cross classification, determining the importance that the effects of age, generational cohorts and the life cycle have on political disaffection. It has been proven that the period is the factor that best explains the variation experienced by political disaffection, since its effect was double that of generational cohorts. This partially calls into question the hypotheses that sustained the stable nature of attitudes and values over time (Torcal, 1989; Montero and Torcal, 1990; Inglehart, 1991; Putnam, 2011; Montero *et al.*, 1998), at least in regard to political disaffection and its components (Torcal (2016a) recently discussed this stability).

Political disaffection has finally revealed itself to be a conjunctural attitude. The shaping of disaffection was dominated by the con-

text. The current political and economic context has been behind the changes in political disaffection among Spaniards. Cohort analyses have shown the low importance of nesting; in other words, they have made it clear that there are no differences between the disaffection patterns of the various Spanish generations. Culturalist premises that emphasise the importance of socialisation must therefore be qualified. The guidelines used by individuals to learn and internalise the socio-cultural patterns of their environment, either during their primary, secondary or later stages are somewhat important in shaping some attitudes towards politics, but not in disaffection. At least for the period considered here (2002-2016), context factors have had a direct impact on the entire population. It is not known if in the future they may have an indirect impact that marks those generations that are today socialising with a strong cohort effect, but this is a question that will have to be answered at least two decades from now.

BIBLIOGRAPHY

- Almond, G. A. and Verba, S. (1970). *La cultura cívica: estudio sobre la participación política democrática en cinco naciones*. Madrid: Euramérica.
- Almond, G. A. and Verba, S. (1989). *The Civic Culture Revisited*. Sage Publications.
- Campbell, A.; Gurin, G. and Miller, W. E. (1954). "The Voter Decides". *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 296(1): 171-172.
- Cassel, C. A. (1993). "A Test of Converse's Theory of Party Support". *The Journal of Politics*, 55(3): 664-681.
- Duchateau, L. and Janssen, P. (1997). "An Example-Based Tour in Linear Mixed Models". In: Verbeke, G. and Molenberghs, G. (eds.). *Linear Mixed Models in Practice*. New York: Springer-Verlag.
- Eckstein, H. (1988). "A Culturalist Theory of Political Change". *The American Political Science Review*, 82(3): 789-804.
- Edles, L. (1990). *Political Culture and the Transition to Democracy in Spain*. PhD dissertation. UCLA.
- Edles, L. (1995). "Rethinking Democratic Transition: A Culturalist Critique and the Spanish Case". *Theory and Society*, 24: 355-384.
- Erkel, P. F. A. van and Meer, T. W. G. van der (2016). "Macroeconomic Performance, Political Trust and the Great Recession: A Multilevel Analysis of the Effects of Within-country Fluctuations in Macroeconomic Performance on Political Trust in 15 EU Countries, 1999-2011". *European Journal of Political Research*, 55(1): 177-197.
- Finkel, S. E. (1985). "Reciprocal Effects of Participation and Political Efficacy. A Panel Analysis". *American Journal of Political Science*, 29(4): 891-913.
- Finkel, S. E. (1987). "The Effects of Participation on Political Efficacy and Political Support: Evidence from a West German Panel". *The Journal of Politics*, 49(2): 441-464.
- Fuchs, D. (1999). "The Democratic Culture of Unified Germany". In: *Critical Citizens: Global Support for Democratic Governance*. Oxford: Oxford University Press.
- Galais, C. (2008). *¿Socialización o contexto? La implicación política subjetiva de los españoles (1985-2006)*. Fraile, Marta (dir.), Barcelona: Universitat Pompeu Fabra. [Doctoral thesis].
- Galais, C. (2012). "Edad, cohortes o período. Desentredando las causas del desinterés político en España". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 139: 85-110.
- Henn, M.; Weinstein, M. and Wring, D. (2002). "A Generation Apart? Youth and Political Participation in Britain". *The British Journal of Politics and International Relations*, 4(2): 167-192.
- Ibáñez, J. (1987). *Después de una dictadura: cultura autoritaria y transición política en España*. Madrid: Centro de Estudios Políticos y Constitucionales.
- Inglehart, R. (1991). *El cambio cultural en las sociedades industriales avanzadas*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Inglehart, R. (1998). *Modernización y posmodernización: el cambio cultural, económico y político en 43 sociedades*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Inglehart, R. and Welzel, C. (2006). *Modernización, cambio cultural y democracia: la secuencia del desarrollo humano*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Justel, M. (1992). "Edad y cultura política". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 58: 57-96.

- Kreft, I. G. G. and Leeuw, J. de (1998). *Introducing Multilevel Modeling*. Sage Publications.
- Lara Hormigo, A. (2014). "Introducción a las ecuaciones estructurales en AMOS y R". *Guía de Referencia*, 72.
- López-Pintor, R. (1981). "El estado de la opinión pública española y la transición a la democracia". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 13: 7-47.
- Madsen, D. (1987). "Political Self-Efficacy Tested". *The American Political Science Review*, 81(2): 571-582.
- Maravall, J. M. (1978). *Dictadura y disenso político: obreros y estudiantes bajo el franquismo*. Madrid: Alfaguara.
- Maravall, J. M. (1981). *La política de la transición*. Madrid: Taurus.
- Meer, T. W. G. van der (2017). "Democratic Input, Macroeconomic Output and Political Trust". In: *Handbook on Political Trust*. Cheltenham: Edward Elger.
- Mishler, W. and Rose, R. (2001). "What Are the Origins of Political Trust? Testing Institutional and Cultural Theories in Post-communist Societies". *Comparative Political Studies*, 34(1): 30-62.
- Montero, J. R.; Gunther, R. and Torcal, M. (1998). "Actitudes hacia la democracia en España: legitimidad, descontento y desafección". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 83: 9-49.
- Montero, J. R. and Torcal, M. (1990). "La cultura política de los españoles: pautas de continuidad y cambio". *Sistema: Revista de Ciencias Sociales*, 99: 33-74.
- Morán M. L. (1995). "La cultura política y la interpretación de las transiciones a la democracia (notas sobre el caso español)". *Política y Sociedad*, 20(20): 97-110.
- Morán, M. L. (1999). "Los estudios de cultura política en España". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 85: 97-129.
- Morán, M. L. (2011). "La cultura política en España: Interrogantes, debates y aportaciones". In: UNAM (ed.). *Cincuenta años de la cultura cívica, pensamientos y reflexiones en honor al profesor Sidney Verba*. México: Instituto de Investigaciones Jurídicas, pp. 101-122.
- Morán, M. L. and Benedicto, J. (1995). *La cultura política de los españoles: un ensayo de reinterpretación*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Norris, P. (1999). *Critical Citizens: Global Support for Democratic Government*. Oxford: Oxford University Press.
- Norris, P. (2011). *Democratic Deficit: Critical Citizens Revisited*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Offe, C. (2006). "Political Disaffection as an Outcome of Institutional Practices? Some post-Toquevillian Speculations". In: Torcal, M. and Montero, J. R. (eds.). *Political Disaffection in Contemporary Democracies. Social Capital, Institutions, and Politics*. London-New York: Routledge.
- Palacios Brihuega, I. (2016). *Los españoles y la calidad de la democracia*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Palma, G. Di (1970). *Apathy and Participation: Mass Politics in western Societies*. New York: The Free Press.
- Pérez Díaz, V. (1987). *El retorno de la sociedad civil*. Instituto de Estudios Económicos.
- Pilgaard, M. (2013). "Age Specific Differences in Sports Participation in Denmark – Is Development Caused by Generation, Life Phase or Time Period Effects?". *European Journal for Sport and Society*, 10(1): 31-52.
- Putnam, R. D. (2011). *Para que la democracia funcione: Las tradiciones cívicas en la Italia moderna*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Sastre, C. (1997). "La transición política en España: una sociedad desmovilizada". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 80: 33-68.
- Torcal M. (1989). "La Dimensión Materialista-Postmaterialista en España: las variables del cambio cultural". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 47: 227-254.
- Torcal, M. (2003). "Political Disaffection and Democratization History in New Democracies". *Kellogg Institute*, Working Paper.
- Torcal, M. et al. (2005). *España: sociedad y política en perspectiva comparada: un análisis de la primera ola de la Encuesta Social Europea*. Valencia: Tirant lo Blanch.
- Torcal, M. (2006). "Desafección institucional e historia democrática en las nuevas democracias". *Revista SAAP*, 2(3): 591-634.
- Torcal, M. (2014). "The Decline of Political Trust in Spain and Portugal: Economic Performance or

- Political Responsiveness?”. *American Behavioral Scientist*, 58(12, SI): 1542-1567.
- Torcal, M. (2016a). “Desafección política en España en una perspectiva comparada”. In: Llera Ramo, F. J. (ed.). *Desafección política y regeneración democrática en la España actual: diagnósticos y propuestas*. Madrid: Centro de Estudios Políticos y Constitucionales.
- Torcal, M. (2016b). “Political Trust in Western and Southern Europe”. In: *Handbook on Political Trust*. Cheltenham: Edward Elger, pp. 418-439.
- Torcal, M. and Montero, J. R. (2006). *Political Disaffection in Contemporary Democracies: Social Capital, Institutions and Politics*. Bellevue, Washington: Taylor & Francis.
- Yang, Y. (2008). “Social Inequalities in Happiness in the United States, 1972-2004: An Age-period-cohort Analysis”. *American Sociological Review*, 73(2): 204-226.
- Yang, Y.; Frenk, S. M. and Land, K. C. (2011). *Assessing the Significance of Cohort and Period Effects in Hierarchical APC Models*. doi: 10.1093/sf/sot066.
- Yang, Y. and Land, K. C. (2008). “Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys Fixed or Random Effects?”. *Sociological Methods and Research Sage Publications*, 36(10).

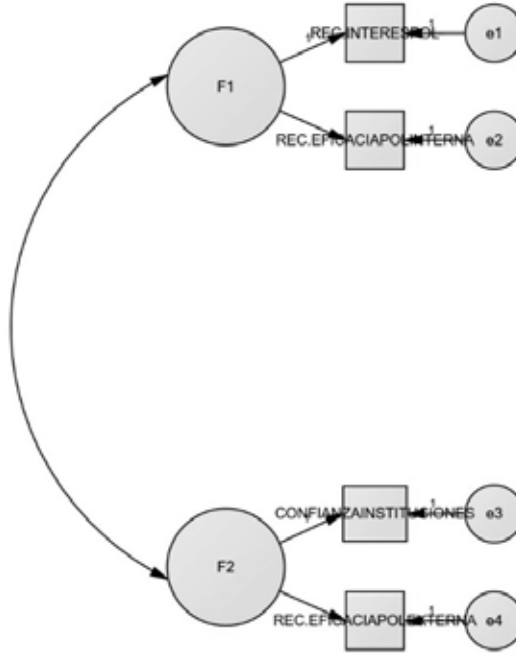
RECEPTION: February 3, 2019

REVIEW: April 11, 2019

ACCEPTANCE: June 12, 2019

ANNEXES

FIGURE 1. Graphic representation of the latent variables of the political disaffection construct¹⁴



Source: Developed by the author.

TABLE A.1. Samples for the study

CIS Surveys	2450	2620	2632	2736	2860	2914	3126	3145
No.	3,388	2,600	3,331	2,274	2,133	5,386	5,559	5,410

¹⁴ Figure 1 shows this causal relationship between the factors and their components.

Correlation between latent variables (large circle): political detachment and institutional disaffection (F1 and F2, respectively), and their relationship with observable variables: interest, internal political effectiveness, confidence in institutions and external political effectiveness (in rec-

tangles). Small circles contain the error associated with the dependent variables, which represent the explanatory factors of their variation (e1, e2, e3, e4).

The results are significant (see Table 2).