

# La desafección política en los países del entorno europeo español: ¿una actitud estable?

*Political Disaffection in European Countries near Spain: A Stable Attitude?*

**Adrián Megías y Cristina Moreno**

## Palabras clave

Actitudes políticas

- Análisis APC
- Desafección
- Desafección institucional
- Desapego político
- ESS

## Key words

Political Attitudes

- APC Analysis
- Disaffection
- Institutional Disaffection
- Political Indifference
- ESS

## Resumen

Esta investigación se centra en la desafección política en Europa. Tras los peores años de crisis económica, los datos muestran un significativo incremento de esta actitud hacia la política. Este aumento contradice la tesis convencional de que la desafección tiene una naturaleza estructural. A partir de la identificación de los factores que explican la desafección en España, y si son de tipo estructural o coyuntural, estos resultados se comparan con los de los países europeos de su entorno. Para ello, se aborda un análisis jerárquico de clasificación cruzada usando datos de encuestas procedentes de la ESS. Los resultados revelan la importancia del contexto en la configuración de la desafección en los países europeos.

## Abstract

This work focuses on political disaffection in Europe. Following the harshest years of economic crisis, data suggest a significant increase in this political attitude. This contradicts the conventional thesis on disaffection which argues the structural nature of the same. By identifying factors explaining political disaffection in Spain and considering whether they are structural or contextual, these results are compared with those of other European countries. For this, an APC analysis is carried out, using data from the European Social Survey. Results highlight the importance of contextual factors in political disaffection in European countries.

## Cómo citar

Megías, Adrián y Moreno, Cristina (2022). «La desafección política en los países del entorno europeo español: ¿una actitud estable?». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 179: 103-124. (doi: 10.5477/cis/reis.179.103)

---

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

**Adrián Megías:** Universidad de Murcia | [adrian.megias@um.es](mailto:adrian.megias@um.es)

**Cristina Moreno:** Universidad de Murcia | [cmoreno@um.es](mailto:cmoreno@um.es)

## INTRODUCCIÓN

Las democracias enfrentan «una percepción generalizada de que las instituciones democráticas se han quedado lejos de cumplir con los resultados prometidos» y escasamente se preocupan por atender intereses y demandas ciudadanas (Palacios, 2016); del mismo modo que el alejamiento entre ciudadanía y clase política (CIS, Estudio 2930)<sup>1</sup> parece habitual en el panorama político actual.

Las movilizaciones del 15-M en España, *Occupy Wall Street* en EE.UU., los «indignados» en Grecia, pero también las de Roma, Londres, Berlín o los «chalecos amarillos» en Francia, evidenciaron el distanciamiento entre ciudadanos y políticos<sup>2</sup> que constituye el objeto de este estudio: la desafección política.

Los datos demoscópicos actuales apuntan a que los ciudadanos no se sienten adecuadamente representados. Para el periodo 2006-2018, entre un 75 y un 81% de los europeos no confiaba en los partidos políticos, mientras que los que no confiaban en sus respectivos parlamentos han pasado de suponer un 48% en 2007 a un 58% una década después<sup>3</sup>.

En términos de desafección política, se da una paradoja entre quienes rechazan la política y, no obstante, son más exigentes con ella. 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, presenta una fractura entre lo que podemos llamar sus indicadores personales/internos y los públicos/externos. Así se muestra recientemente en el caso español (Megías, 2020), donde un incremento considerable del interés por la política y una mayor implicación política subjetiva se dan al tiempo que se produce un descenso de la confianza en las instituciones políticas y en la actuación de los políticos electos. Este cambio es notablemente visible desde el comienzo de la crisis política y económica de 2008. Los niveles medios de desafección política se han incrementado tras la crisis, y no han vuelto a sus anteriores niveles a pesar de la recuperación económica.

El análisis del caso español revela que la desafección política está determinada principalmente por factores coyunturales, lo que desafía las visiones convencionales que explicaban esta actitud en base a la existencia en España de un *background* cultural contrario a la política (Montero, Gunther y Torcal, 1998; Offe, 2006; Torcal y Montero, 2006). Desde esta perspectiva, la naturaleza constante de la desafección política quedaba explicada por la historia democrática pasada (Torcal, 2003, 2006). Al haber observado la naturaleza cambiante de la desafección en España, cabe preguntarse si en el resto de países europeos<sup>4</sup> se da una tendencia similar.

El estudio aborda, en primer lugar, la conceptualización de la desafección política. En segundo término, se resumen los diferentes enfoques del estudio de la desafección en el ámbito europeo, discutiendo las limitaciones de la visión convencional,

<sup>1</sup> No es solo que los ciudadanos tengan cada vez menos confianza en los políticos, sino que la ciudadanía no siente que estos les representen adecuadamente, bien porque se centran solo en sus intereses personales o porque no se preocupan por la gente como uno, bien porque representan en gran medida al partido político al que pertenecen (CIS, Estudio 2930).

<sup>2</sup> Las movilizaciones del 15-M no fueron exclusivas de los «indignados», sino que contaron con un amplio apoyo entre la población española (Sampedro y Lobera, 2014).

<sup>3</sup> Eurobarómetro, en: <http://ec.europa.eu/commfrontoffice/publicopinion/index.cfm/Chart/index>, acceso 26 de julio de 2021.

<sup>4</sup> En concreto, el análisis incluye Alemania, Austria, Bélgica, Eslovenia, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Hungría, Irlanda, Italia, Noruega, Polonia, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza.

que reivindica la naturaleza estructural de la desafección política. Por último, desarrollamos un modelo multinivel (modelo lineal jerárquico de clasificación cruzada) para aclarar si el papel desempeñado por los factores estructurales y coyunturales en la evolución de la desafección en los países del entorno europeo es análogo al observado en nuestro país.

### Conceptualizando la desafección política

El concepto de desafección política se ha utilizado a menudo como sinónimo de descontento, falta de confianza en la democracia, cinismo o apatía. Seguramente, porque muchas de estas actitudes reflejan el modo en que los ciudadanos responden a la política o cómo se enfrentan a los procesos políticos. Sin embargo, un amplio cuerpo teórico considera la desafección como un componente separado y diferenciado de estas otras actitudes, habiéndose demostrado que suponen dimensiones conceptual y empíricamente diferentes (Montero, Gunther y Torcal, 1998; Torcal, 2003; Torcal y Montero, 2006). Además, dichas actitudes señalarían a un estado de crisis en el régimen político que la desafección política no implica (Torcal y Montero, 2006).

Por tanto, la desafección se vincularía a actitudes negativas presentes en la cultura política de los ciudadanos, proyectándose sobre el sistema político. En otros términos, implicaría 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» (Palma, 1970). Adoptamos aquí el concepto de desafección política entendido como sentimiento negativo hacia los políticos, la política y sus procesos, y hacia un sistema que se muestra incapaz de afrontar las demandas y necesidades de los ciudadanos. Este concepto estaría compuesto por dos dimensiones relativamente

independientes (Torcal, Pérez-Nievas y Morales, 2005; Torcal y Montero, 2006). Una primera, denominada desapego político, que aludiría al distanciamiento de los ciudadanos de la política y su autoevaluación como actores políticos, así como a las críticas hacia los políticos y el proceso político —y que mediríamos a través de los indicadores de interés por la política y eficacia política interna—. Y una segunda, la desafección institucional, que remite a los sentimientos de desconfianza hacia representantes e instituciones políticas, a las que se imputaría una progresiva falta de responsabilidad —medida por los indicadores de eficacia política externa y confianza en las instituciones— (Torcal, Pérez-Nievas y Morales, 2005).

## PERSPECTIVAS DE LA DESAFECCIÓN POLÍTICA EN EUROPA

Si este estudio parte de la pregunta sobre si lo observado en España se da en el entorno europeo, debemos detenernos en cómo se ha abordado el estudio de la desafección en Europa y cuáles han sido sus principales resultados. En este sentido, la literatura permite diferenciar entre aquellos estudios comparados que ponen el foco sobre alguno de los componentes de la desafección, tales como la confianza política e institucional o el interés por la política, de otros que se orientan hacia la desafección política bajo una óptica global.

Una amplia muestra de estudios comparados se encuentra dentro del primer grupo. Sus resultados han mostrado la diferencia constante en los niveles de confianza de los países europeos, dándose los niveles más bajos en los países del sur (Mariën, 2011). Otros estudios apuntan a que una de las claves de estas diferencias puede residir en la existencia de altas expectativas democráticas —cuanto más elevadas, menores niveles de confianza

institucional—, siendo además más fuertes los efectos en aquellos países con bajos niveles de calidad democrática (Hooghe, Mariën y Oser, 2017). Estas diferencias entre países, junto con su estabilidad, se sustentaban en una percepción bastante extendida de que la confianza en las instituciones en particular, y la desafección política en general, eran actitudes con un alto componente cultural que las hacía duraderas.

Entre los estudios del segundo grupo —que se centran en la desafección política como un todo— las principales conclusiones también afirmaban la naturaleza cultural y la importancia del pasado político para explicar los niveles de desafección (Torcal y Montero, 2006). Estas investigaciones remiten a la visión convencional, que conecta con los estudios pioneros sobre cultura política (Almond y Verba, 1970, 1989). Esta perspectiva implica la naturaleza estructural de las actitudes, por lo que cambian a largo plazo, al estar determinadas por el proceso de socialización. Por tanto, las actitudes y en general la cultura política, tendrían, según el enfoque convencional, un carácter estable (Eckstein, 1988; Mishler y Rose, 2001). Dicha naturaleza constante, así como las disparidades entre los países del entorno europeo recaerían entonces en las consecuencias de los diversos episodios históricos propios de cada país (Inglehart, 1991, 1998; Inglehart y Welzel, 2006; Putnam, 2011).

Sin embargo, la crisis económica y financiera que se iniciara en el año 2008 y su extensión a los diversos países de la Unión Europea ha cuestionado estos supuestos, dado el incremento de la desafección en diferentes países, independientemente de sus niveles de partida. El rol que parece haber jugado la crisis económica y política sobre algunos componentes de la desafección (Erkel y Meer, 2016; Meer, 2017; Torcal, 2014, 2016b) como, por ejemplo, la tendencia contrapuesta detectada en Es-

paña entre desapego político y desafección institucional<sup>5</sup>, reforzarían el papel explicativo del periodo.

En cualquier caso, las explicaciones relacionadas con el contexto social y económico desarrollado desde la crisis de 2008 deben ser incorporadas. Así, algunos autores defienden que la desafección recién transformó el comportamiento electoral dado que los ciudadanos desafectos presentan una distinta movilización cognitiva y participativa (Lorente Fontaneda y Sánchez-Vitores, 2018; Magalhães, 2005), mientras que otros señalan que la reciente disminución de las diferencias transnacionales, en este caso de la confianza política, puede atribuirse tanto a la crisis como a las medidas de austeridad, o a la incapacidad para castigar la corrupción (Torcal y Magalhães, 2010; Erkel y Meer, 2016; Polavieja, 2013).

Aplicado esto a la desafección política, podríamos enfrentarnos a un impacto diferencial de la crisis en los niveles de desafección entre países. Si las explicaciones de la desafección radican en los cambios económicos, podría asumirse que los PIGS (Portugal, Italia, Grecia y España) serían los países no solo con los peores niveles de desafección, sino en los que esta se explicaría por variables económicas coyunturales.

Consecuentemente, para saber si las actuales tendencias responden a un proceso puntual o a un rasgo a largo plazo que influiría sobre la desafección, analizamos si los factores que explican la evolución de la desafección política en los países del entorno europeo español son de carácter coyuntural o estructural. Nos preguntamos, por tanto, si la desafección es consecuencia de factores estructurales o contextuales, o si las modificaciones en esta actitud

<sup>5</sup> Hasta fechas recientes, ambos componentes presentaban un comportamiento paralelo, aumentaban o disminuían al mismo tiempo. En la actualidad, muestran comportamientos opuestos.

pueden responder a un cambio cultural en las actitudes políticas de los europeos.

Sostenemos que la desafección es una actitud cambiante que se ve influida de forma fundamental por los contextos políticos, económicos y sociales; que, en contra de lo que sostienen las explicaciones culturales, no es una actitud estable. Defendemos que no presenta diferencias transnacionales y, por tanto, no se observan diferencias entre países ricos o pobres ni entre países con democracias consolidadas o recientes.

## METODOLOGÍA

Para llevar a cabo el análisis, elaboramos un modelo que tiene en cuenta, simultáneamente, tanto la influencia que el pasado político haya podido tener sobre la configuración de las actitudes como la incidencia del momento concreto de medición y registro de las mismas. Optamos así por un modelo APC (*age, period and cohort*)<sup>6</sup>, incluyendo además las diferencias no solo dentro de cada país, sino entre países. Nuestro objetivo es comprobar si las pautas de la desafección en el caso español son semejantes a las del resto de países europeos y, especialmente, a las de aquellos en los que el impacto de la crisis tanto económica como política ha sido mayor (los llamados PIGS), para validar nuestro planteamiento acerca de la influencia del contexto sobre la desafección.

Empleamos un diseño multinivel de clasificación cruzada, que se centra en la varianza longitudinal y en el peso que cada uno de los componentes estructurales y coyunturales tiene en la configuración de la desafección política. Analizamos todas las ediciones de la Encuesta Social Europea

(ESS) entre 2002 y 2016 —ocho ediciones— que cubren 16 países. La encuesta evalúa tradicionalmente las actitudes de los ciudadanos de los principales países miembros de la UE, incluyendo también algunos países de democratización reciente, lo que nos permite comparar democracias recientes y establecidas. Esto es importante porque los ciudadanos de las democracias más recientes no tienen un bagaje político lo suficientemente amplio como para evaluar el funcionamiento y/o desempeño de las instituciones democráticas de nueva creación, mientras que la ciudadanía de las democracias establecidas evaluará el marco político presente teniendo el ideal democrático como perspectiva, en lugar de las experiencias del pasado (Torcal, 2006).

Abordar el estudio de la desafección mediante un análisis de los efectos que la edad, las cohortes y el periodo tienen sobre la variación de la variable dependiente es interesante en un momento en que los patrones convencionales de la desafección se están redefiniendo. La desafección institucional y el desapego político han empezado a mostrar pautas divergentes —lo que anticipó Campbell (1954)—. La desafección se aleja de las pautas de estabilidad, mientras que ya no queda tan clara la presencia de componentes culturales en la elevada desafección de los países del sur de Europa.

Analizar el peso relativo de los tres componentes del modelo APC permite determinar si la desafección política actual en Europa descende —como ocurre en España— en determinadas circunstancias, o si la socialización (estructural) provocará que los niveles de desafección continúen incrementándose, o disminuyan a medida que unas generaciones sustituyan a las siguientes.

Aplicar la lógica multinivel al APC supone «forzar» el concepto de nivel para convertirlo en una variable predictiva de nivel agregado como son las generaciones. Algunos autores afirmarían que una cohorte

<sup>6</sup> El análisis APC permite «rastrear» el pasado analizando algunas experiencias políticas específicas a través de las cohortes de edad.

de nacimiento es una variable independiente, no un nivel de análisis. Para evitar estos riesgos, empleamos la solución técnica propuesta por Yang, Fu y Land (2004), el «estimador intrínseco» o sus modelizaciones bajo modelos jerárquicos APC de efectos aleatorios (Yang y Land, 2008). En nuestro modelo, las generaciones<sup>7</sup> se estructuran en un segundo nivel, junto con los años (periodos) en los que se realizaron las encuestas.

En cuanto a la variable dependiente, elaboramos el índice de desafección política utilizando las cuatro variables que conforman las dimensiones desapego político y desafección institucional (solventando las limitaciones de considerar solo una de las dimensiones (Torcal, 2016a). Como resultado, se configura una variable métrica dependiente formando un índice cuyo valor oscila entre 0 —ausencia de desafección— y 1 —alta desafección—:

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

La fortaleza y validez del índice se comprueba mediante análisis factorial confirmatorio, cuyos coeficientes se muestran en la tabla 1, presentando unos adecuados niveles de ajuste, donde al menos el 90% de la covarianza sería reproducida por el modelo. La formulación matemática del modelo puede verse en el apartado de análisis.

<sup>7</sup> El modelo considera 17 cohortes generacionales resultantes de dividir las 8 inicialmente consideradas, a los efectos de cumplir el requisito de no estimar modelos jerárquicos si el número de unidades individuales en cada agregada no es mayor de 15 (Kreft y Leeuw, 1998). En cualquier caso, el número de observaciones queda en un segundo plano, garantizándose la validez del estudio con un modelo de clasificación cruzada. Las cohortes quedan definidas como se muestra en la tabla 1 —en apéndice—. Sin embargo, téngase en cuenta que los gráficos se realizan con 8 cohortes iniciales, ya que a efectos gráficos resulta más claro, no afectando a la validez del modelo.

**TABLA 1.** Coeficientes de ajuste del modelo

	ESS1*	ESS2**	ESS3	ESS4	ESS7***	ESS8
CFI****	0,994	1,000	0,997	0,997	0,900	0,877

\* El índice de desafección política se compone de los subíndices desapego político y desafección institucional. Para el primero, las preguntas utilizadas son: «How interested would you say you are in politics?», siendo las categorías de respuesta «very, quite, hardly, not at all interested»; y «How often does politics seem so complicated that you really understand what is going on?», siendo las categorías de respuesta «never, seldom, occasionally, regularly, frequently». Para la desafección institucional se emplearon las preguntas «Using this card, do you think that politicians in general care what people like you think?», con las siguientes categorías de respuesta: «hardly any politicians care what people like me think, very few care, some care, many care, most politicians care what people like me think»; y la pregunta: «Using this card, please tell me on a score of 0-10 how much you personally trust each of the institutions I read out. 0 means you do not trust an institution at all, and 10 means you have complete trust», empleando las categorías confianza en el Parlamento del país y los políticos.

\*\* Para las ediciones 2, 3 y 4 se emplean las mismas preguntas que para la primera edición exceptuando la eficacia política externa («¿En qué medida piensa que los políticos se preocupan por la gente como usted piensa?») que no aparece, más una categoría adicional para la confianza en los partidos políticos en el caso de la variable confianza en las instituciones.

\*\*\* Se emplean las mismas preguntas para la confianza institucional e interés por la política, variando las preguntas utilizadas para la eficacia política externa: «How much would you say that politicians care what people like you think?». Usando una escala de 0 a 10; y «And how much would you say that the political system in [country] allows people like you to have an influence on politics? Please use this card». Y para la eficacia política interna: «And using this card, how confident are you in your own ability to participate in politics?»; y «Using this card, how easy do you personally find it to take part in politics?», en una escala de 0 a 10; siendo ambas dos recodificadas en una variable métrica que oscila entre 0 —ausencia de desafección— y 1 —máxima presencia de la misma—.

\*\*\*\* 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 (Lara Hormigo, 2014).

Fuente: Elaboración propia.

Los datos de las ocho ediciones de la ESS facilitan tanto nuestro trabajo de comparación como la construcción del falso panel de preguntas equivalentes. Solo se seleccionaron aquellos países que han realizado todas las ediciones de la ESS, ya que, en términos metodológicos y de análisis, la realización de un modelo multinivel requiere de un cierto número de agrupaciones en un segundo nivel; por lo que considerar países con menos ediciones realizadas pondría en duda las conclusiones.

Resumiendo, nuestro objetivo es explicar cambios y continuidades en la desafección en los países europeos, determinando si las contradicciones y los factores determinantes de la misma observados en España son análogos al resto de países europeos. Partimos de que la desafección se debe en gran medida a efectos de periodo (coyunturales) que superan los de pertenencia a una determinada cohorte de nacimiento (estructurales), por lo que la desafección no sería una actitud estable, ni tampoco presentaría diferencias transnacionales.

### **VARIABLES EXPLICATIVAS**

Para indagar en la naturaleza coyuntural de la desafección política y determinar posibles predictores individuales, proponemos una serie de modelos que introducen más variables explicativas —sumadas a las ya mencionadas: APC—. Con este fin, tras verificar las tendencias en los países europeos, aplicamos una estrategia empírica en dos etapas: primero con modelos de clasificación cruzada lineal simple y jerárquica, y más tarde se proponen varios modelos explicativos de mayor complejidad.

Los modelos incluyen como variables estructurales el sexo y el nivel de estudios, que se añaden a la edad, junto con otras variables explicativas como la ideología (ideología), la satisfacción con el gobierno (sat.f.gobierno), con el estado de la economía (sat.f.eco) y con el funcionamiento de la democracia

(sat.f.democracia); variables que a nuestro juicio permiten un mejor registro del contexto que variables macro como el PIB, renta o desempleo —dado que en términos de actitudes lo importante son las percepciones que los individuos tienen sobre dichas cuestiones—. A estas se añaden también variables de participación política: voto (voto), participación en manifestaciones (part.manif) y firma de peticiones (part.firma); seguidas del sentimiento de pertenencia al proyecto europeo (euroescep), a través de la afirmación de que es necesario ir más allá en el proceso de integración, variable incluida para determinar si el «euroescepticismo» influiría sobre la desafección en los países europeos.

## **RESULTADOS**

El análisis descriptivo de las tablas 3 y 4 (en apéndice) muestra la existencia de estabilidad en los países del norte europeo —con mayores efectos de cohortes y peso de los factores estructurales—, mientras que, por el contrario, podría decirse que la desafección elevada en los países del sur y de democracias recientes, así como su mayor volatilidad, parecerían reflejar el peso de factores relacionados con el contexto político y/o económico, o ambos. Es decir, se podría hablar de dos tipos de desafección en el contexto europeo: una de naturaleza estructural —países del norte— y una de carácter coyuntural —países del sur y de reciente democratización—. Esto indicaría que estaríamos ante una actitud cambiante, pero que, dependiendo del país, presenta una mayor o menor naturaleza estructural, lo que empuja a considerar la importancia de los factores históricos.

Se observa cómo el incremento de la desafección política en España y otros países europeos se habría dado de forma desigual, incluso en aquellos países con mayor impacto de la crisis e intervención económica de los órganos de la UE (Torcal, 2016a). Queda así abierta la posibilidad de una combinación de factores explicativos, tales como

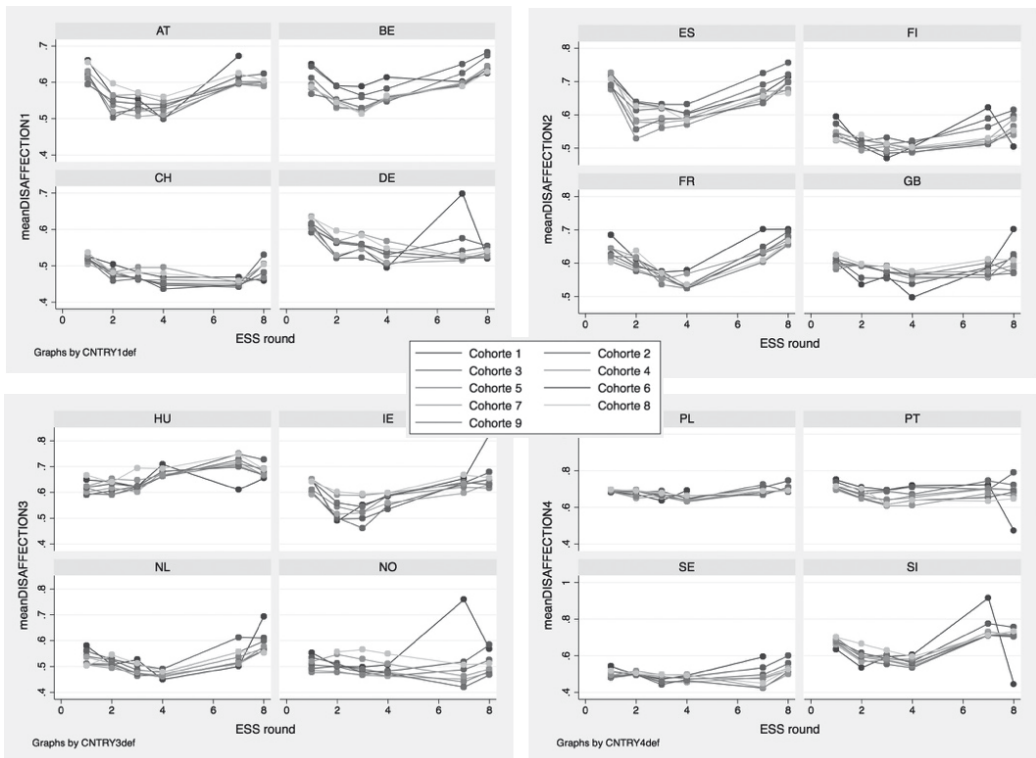
la presencia de elementos culturales, junto con aquellos que reflejan las valoraciones actuales de estas instituciones y sus políticas, que influyen sobre los niveles de desafección.

Para testar estas consideraciones, este apartado presenta la siguiente estructura. Primero construimos, con la nueva matriz del falso panel, gráficos de series temporales anidadas en cohortes, para observar las diferencias existentes entre estas y su desafección. A continuación, para validar el análisis descriptivo, recurrimos a la aplicación de una estimación lineal, jerárquica y de clasificación cruzada —la solución adoptada por Galais (2012) y Yang y Land (2008)— para descomponer la varianza entregrupos e intragrupos en sus niveles de desafección. Esta estrategia permite considerar a un

mismo tiempo los tres tipos de efectos mencionados —ciclo vital, cohorte generacional y periodo— y determinar qué parte de la varianza se debe a las características de los individuos de cada país (i) y cuál a las características de las cohortes generacionales y periodo (j). Finalmente, se comprueban diferentes modelos explicativos que incluyen variables independientes que miden factores coyunturales y elementos de estructura, para comprobar qué cambios se producen sobre las variables típicas APC y cuáles de ellas tienen una mayor influencia sobre la desafección en cada país.

El gráfico 1 muestra los posibles efectos que la cohorte de nacimiento puede tener sobre la desafección política en cada uno de los países europeos.

**GRÁFICO 1.** Desafección por cohortes según periodo y país



*Nota:* Para facilitar su visualización, en el gráfico se incluyen las 9 cohortes originales y no las 17 que resultarían de dividir las anteriores y que se incluyeron en el análisis APC para una mayor fortaleza metodológica.

*Fuente:* Elaboración propia a partir de datos procedentes de la ESS.



El gráfico muestra que tanto las primeras cohortes (cohortes 1 y 2) como las últimas son las que mayores oscilaciones presentan, algo que se debe al número de casos (N bajos). Hecha esta primera advertencia, los gráficos presentan rasgos comunes. En primer lugar, debe prestarse atención a los gráficos de los distintos países en función de la cercanía-separación de las cohortes. Que las cohortes de edad estén muy juntas podría indicar la existencia de un efecto generacional nulo, aunque seguiría existiendo la posibilidad de una cultura desafecta en ese país; un efecto estructural que caracterizaría a todas las generaciones, independientemente del momento en el que se hubiera producido su nacimiento. Este es el caso de países como Polonia, Suecia, Suiza, Portugal y Holanda (en menor grado).

En segundo lugar, se dan casos en que las líneas que representan cada una de las cohortes de nacimiento no solo están más separadas, sino que presentan los mismos picos, bien de subida, bien de bajada, en cada edición de la ESS. En estos casos estaríamos ante supuestos en los que la desafección presenta efectos de periodo, es decir, en estos países todas las generaciones se ven influidas por los mismos acontecimientos (Cassel, 1993; Fuchs, 1999; Henn, Weinstein y Wring, 2002). Es el caso de España, Austria, Bélgica, Alemania, Hungría e Irlanda. En cuanto a estos efectos, en la cuarta edición de la ESS, los países que se han visto en mayor medida afectados por la crisis económica en Europa incrementan sus niveles de desafección para todas las cohortes de edad, véase el caso de Hungría, Irlanda, España o Portugal.

En tercer lugar, existe otra pauta bastante común en la mayoría de países, y es que son las cohortes de mayor edad (cohortes 1 y 2) y las más jóvenes (cohortes 8 y 9), las que presentan mayores niveles de desafección.

Finalmente, encontramos países en los que gráficamente se observan tendencias más aleatorias entre las cohortes, con in-

crementos y descensos en la desafección en cada periodo, de modo que cabe la posibilidad de que se den efectos combinados.

En consecuencia, los datos y gráficos expuestos no clarifican si estamos ante un efecto periodo de la desafección política, ante un efecto cohorte o, por el contrario, ante un efecto mixto. Con todo, los datos sí apuntan a diferencias entre países. Para determinar bien la naturaleza estructural o coyuntural de la desafección, bien la existencia de efectos mixtos periodo-cohortes, es necesario profundizar en el análisis.

### **Modelando la desafección: el peso relativo de la edad, las cohortes y el periodo**

Hasta aquí existen indicios para pensar que el poder explicativo de cada uno de los efectos —edad, cohortes y periodo— será mayor para el periodo, algo menos para la edad y bastante más escaso para la cohorte en una amplia mayoría de los países. Para responder nuestras preguntas y corroborar lo indicado, se estima la desafección política a partir de un modelo jerárquico de clasificación cruzada. El análisis<sup>8</sup> trata de

<sup>8</sup> Para considerar al mismo tiempo los efectos del periodo y de las cohortes, este modelo se formula en tres niveles donde los individuos (nivel 1) están anidados dentro de las cohortes generacionales (nivel 2) y anidados al mismo tiempo dentro de un *super-cluster* constituido por el periodo o año en el que se realizó la encuesta (nivel 3). El modelo queda formulado, de acuerdo con la notación multinivel como sigue:

$$\text{Desafección}_{ijk} = \beta_0 + C1_{ijk} v_{1k} + C2_{ijk} v_{2k} + \dots + C17_{ijk} v_{17k} + u_{jk} + e_{ijk}$$

donde desafección<sub>ijk</sub> 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,  $\beta_0$  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,  $v_{1k}, v_{2k}, \dots, v_{17k}$  son los 17 coeficientes aleatorios del nivel 3,  $u_{jk}$  es el efecto de la cohorte *j*, y  $e_{ijk}$  es el error residual al nivel del individuo.

responder a si, como defendemos, el periodo y la coyuntura priman en la configuración de la desafección política.

Los coeficientes de partición de la varianza informan de la proporción de variación en la respuesta observada que se encuentra en cada uno de los niveles de jerarquía del modelo; es decir, estos coeficientes permiten establecer cuál es la importancia relativa del periodo, las cohortes o las variables individuales en la predicción de la desafección política. Para el caso de Austria podemos ver que, mientras la edad no tiene significación alguna, el periodo se muestra como la variable que logra explicar la mayor proporción de variación en el segundo nivel con un 4%, quedando el poder explicativo de las cohortes generacionales, una vez controlado por el efecto individual de la edad, en un escueto 0,37%. Por tanto, estamos ante un país en el que la desafección política (su varianza) puede considerarse determinada por la coyuntura.

En Alemania es el periodo, de nuevo, el mayor determinante del modelo APC en la desafección, aunque la edad es un factor destacado, con un coeficiente del 0,98. En Bélgica se impone de nuevo la importancia abrumadora del periodo con un 4,31%. Resumiendo, para estos tres países iniciales, nos encontramos con pautas comunes que cuestionan que la desafección proceda de un largo proceso de acumulación cultural, siendo una actitud estable (Putnam, 2011; Montero, Gunther y Torcal, 1998: 41; Torcal, 2016a).

España y Eslovenia muestran los mayores coeficientes de varianza para el periodo hasta el momento. Son países cuya desafección se encuentra muy marcada por la coyuntura política y/o económica del momento, con un 13,9% y un 6,9%, respectivamente. Por su parte, Finlandia es, en comparación con el resto, uno de los países donde menos influye el periodo y más

los componentes estructurales, seguido del efecto de la edad, con un 0,014%.

La estructura multinivel que presenta Francia es bastante similar a la de España, algo que podría resultar extraño, puesto que en términos de actitudes suele hablarse de países mediterráneos, por lo que España tendría que parecerse más a Portugal o Italia. Sin embargo, la parte baja de la tabla 2 muestra que Portugal es un país más influenciado por los factores estructurales que sus dos vecinos aunque, una vez que se introducen los efectos de la edad en el modelo, desciende el efecto cohorte. Por tanto, Portugal es uno de los países en los que podríamos decir que están presentes los tres tipos de efectos; al menos, de una forma más equilibrada que para Francia o España, donde la influencia de las coyunturas sobre la desafección es ciertamente notable (6% y 7%, respectivamente). Junto a Portugal se encontraría Polonia como país en que el efecto periodo apenas alcanza el 1%. También el Reino Unido, seguido por Suecia y Suiza, como países donde menor efecto tiene el contexto económico, político o social sobre la configuración de la desafección política.

Mención destacada habría que hacer a Noruega, único país donde los efectos de las cohortes superan claramente a los del periodo. Esto sería coherente con los hallazgos previos que señalaban para este país una tendencia estable en la desafección política a lo largo de 40 años. Y a pesar de que señalaban ya tendencias posiblemente contrapuestas entre las dimensiones de la desafección, como el interés por la política y la eficacia interna, apuntaban a que la existencia de una reserva de afección hacia la política caracterizaba a la relación de los noruegos con la misma (Lis-thaug, 2006). De hecho, a pesar de los sucesivos avatares del contexto noruego, en términos europeos comparados, la desafección se ha mantenido estable.

**TABLA 2.** Modelo clasificación cruzada en cohortes y años por países

Países	AU		GE		BE		SL		ES		FI		FR		NE		
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	
<b>Efectos hijos</b>																	
Constante	0,5840***	0,017	0,565***	0,013	0,550***	0,017	0,6570***	0,028	0,5980***	0,022	0,4970***	0,011	0,5970***	0,020	0,4950***	0,016	
Edad	0,000	0,000	0,000*	0,000	0,001***	0,000	0,000	0,000	0,0010***	0,000	0,0010***	0,000	0,000	0,000	0,0000**	0,000	
<b>Efectos aleatorios</b>																	
Var (periodo)	0,0031***	0,001	0,0008***	0,000	0,0013***	0,001	0,0043***	0,002	0,0023***	0,001	0,0005***	0,000	0,0019***	0,001	0,0012***	0,001	
Var (cohortes)	0,0001***	0,000	0,0001***	0,000	0,0001***	0,000	0,0001***	0,000	0,0003***	0,000	0,0000***	0,000	0,0002***	0,000	0,0001***	0,000	
Var (residual)	0,0308***	0,000	0,0271***	0,000	0,0295***	0,000	0,0265***	0,000	0,0302***	0,000	0,0270***	0,000	0,0306***	0,000	0,0272***	0,000	
ICC	4,3600		2,9700		4,5800		14,3400		7,7100		2,0600		6,4600		4,4600		
VPC cohortes	0,3700		0,2700		0,2700		0,4400		0,8100		0,1800		0,5300		0,3900		
VPC periodos	3,9900		2,7000		4,3100		13,9000		6,9000		1,8900		5,9200		4,0700		
N Nivel 1	11,902,0000		16,597,0000		10,328,0000		7,5980		10,4700		11,864,0000		11,011,0000		11,128,0000		
N Nivel 2: cohortes	17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		
N Nivel 2: periodos	6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		
Log Likelihood	3,849,9765		6,372,2838		3,517,0503		2,984,8801		3,433,4960		4,579,4741		3,546,2386		4,244,4116		
Wald Chi²	3,0500		5,080,0000		23,1400		3,2200		15,3500		26,5600		0,2800		10,5300		
<b>Paises</b>																	
<b>HU</b>																	
Coef.	e.																
Coef.	e.	IR	NO	PO	PR	UK	SE	CH									
Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
0,677***	0,018	0,637***	0,019	0,5110***	0,015	0,6750***	0,009	0,6130***	0,011	0,5980***	0,007	0,4730***	0,011	0,4890*	0,010	0,0000***	0,000
0,000***	0,000	-0,001***	0,000	0,0000	0,000	0,0000	0,000	0,0010***	0,000	0,0000**	0,000	0,0000*	0,000	0,0000***	0,000	0,0000***	0,000
<b>Efectos hijos</b>																	
Constante	0,0015***	0,001	0,0019***	0,001	0,0002***	0,000	0,0003***	0,000	0,0005***	0,000	0,0001***	0,000	0,0004***	0,000	0,0004***	0,000	
Var (periodo)	0,0000***	0,000	0,0000***	0,000	0,0006***	0,000	0,0000***	0,000	0,0000***	0,000	0,0000***	0,000	0,0001***	0,000	0,0000***	0,000	
Var (cohortes)	0,0308***	0,000	0,0329***	0,000	0,0258***	0,000	0,0252***	0,000	0,0318***	0,000	0,0318***	0,000	0,0296***	0,000	0,0246***	0,000	
Var (residual)	4,9200		5,6500		2,9200		1,1600		1,6900		0,5200		1,7100		1,8500		
ICC	0,1400		0,0800		2,2200		0,1700		0,1100		0,0800		0,2500		0,1000		
VPC cohortes	4,7800		5,5600		0,7000		1,0000		1,5800		0,4400		1,4600		1,7600		
VPC periodos	8,769,0000		11,894,0000		9,886,0000		9,564,0000		9,8040		12,351,0000		10,553,0000		9,977,0000		
N Nivel 1	17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		
N Nivel 2: cohortes	6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		
N Nivel 2: periodos	2,796,5725		3,404,3335		4,014,7675		4,012,5188		2,976,0554		3,756,8535		3,573,9020		4,302,0601		
Log Likelihood	11,0000		72,3800		1,0700		0,0800		109,2300		9,7100		5,8700		5,070,0000		
Wald Chi²																	

Fuente: Elaboración propia a partir de ESS.

Por tanto, a pesar de las variaciones en la importancia que los distintos efectos tienen en la determinación de la desafección, esta se configura en la mayoría de países como una actitud de naturaleza coyuntural. No obstante, es preciso tener en cuenta las distintas intensidades que los tres tipos de efectos han tenido en cada uno de los países que participan en las distintas ediciones de la ESS.

Podríamos distinguir, al menos, tres tipologías de países: aquellos donde el efecto periodo se ha mostrado con tal intensidad que no cabe hablar de efectos mixtos, sino más bien de países de desafección coyuntural. Estos serían: España, Francia, Eslovenia, Hungría, Holanda e Irlanda. Los países en los que, aún predominando los efectos del periodo, no se acercan al 5%, por lo que se podría hablar de países con una desafección de naturaleza coyuntural-estructural. Y, finalmente, aquellos países en los que la desafección se revela como una actitud estructural independiente de las circunstancias del momento como es el caso de Noruega, e incluso también Portugal o el Reino Unido.

Entonces, ¿qué explicaría la diferencia entre España, Francia o Eslovenia, por ejemplo, y un país como Noruega? ¿A qué razón obedece esta aparente diferencia en la naturaleza de las actitudes desafectadas? Para aumentar nuestra comprensión sobre la naturaleza coyuntural de la desafección y determinar posibles predictores individuales, planteamos distintos modelos que introducen más variables explicativas.

Si se comparan los modelos de las tablas 2, 3 y 4, con los modelos nulos y los que incluyen los tres tipos de efectos —edad, cohortes y periodo—, se observa una clara reducción de la varianza residual en términos generales, lo que indica un impacto positivo y significativo sobre la variable dependiente. También se muestra

cómo, al introducir las variables predictoras, el efecto periodo supera con creces al efecto del ciclo vital y de las generaciones. Tan solo Noruega y Suiza mantienen lo que podríamos denominar un efecto mixto cohortes-periodo.

En las tablas también se incluyen los criterios de información bayesiano (BIC) y de información de Akaike (AIC), de forma que, dado un conjunto de modelos, el preferido en ambos criterios será tanto mejor cuanto menor sea el valor mínimo de estos indicadores. No siempre, como puede observarse, la introducción de más variables explicativas mejora el modelo. En ocasiones, a mayor sencillez del modelo, mejor ajuste (parsimonia). En todo caso, tómense estos indicadores a título orientativo; en tanto en cuanto lo realmente relevante es la reducción de la desviación y esta, en efecto, se produce para todos los países.

En la tabla 3, y comparado con los modelos nulos y el que incluye los tres tipos de efectos APC, destaca el caso de Austria (AT), en el que el índice de correlación intraclase se multiplica por cuatro con respecto a los otros modelos (modelo nulo-APC) alcanzando un valor de 18,32%. Este aumento es debido además a un fuerte incremento del efecto periodo, de los mayores encontrados entre todos los países junto con Suecia, Portugal e Irlanda. Son estos países donde, una vez introducidas las variables predictoras, mayores incidencias del periodo encontramos sobre la desafección política.

Todas las variables son significativas para todos los países excepto la escala ideológica del entrevistado (para España, Alemania y Bélgica) y la edad para el caso español. Asimismo, España ha pasado de ser uno de los países con mayor efecto del periodo a situarse en un nivel intermedio una vez controlada por otras variables (el ICC del modelo nulo se situaba en un 8,9% frente al actual 4,4%).

**TABLA 3.1.** Modelo clasificación cruzada en cohortes y años por países

	AT		BE		CH		DE		ES	
	Modelo variables predictoras									
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
<b>Efectos fijos</b>										
Constante	0,8653***	0,02981	0,97843**	0,02259	0,878656***	0,012876	0,9138***	0,01419	0,9466***	0,01806
Edad	-0,0003*	0,00016	-0,00056***	0,00012	-0,00020*	0,000099	-0,0003***	0,00011	-0,0002	0,00017
Sexo	-0,0468***	0,00302	-0,03854***	0,00330	-0,029198***	0,003228	-0,0392***	0,00233	-0,0301***	0,00360
Estudios	-0,0255***	0,00183	-0,02328**	0,00093	-0,017951***	0,001067	-0,0203***	0,00076	-0,0164***	0,00093
Voto	-0,0834***	0,00435	-0,04348***	0,00624	-0,075449***	0,003653	-0,0599***	0,00333	-0,0572***	5,28E-03
Part.firma	-0,0431***	0,00360	-0,03898***	0,00395	-0,018818***	0,003390	-0,0262***	0,00252	-0,0345***	0,00440
Part.manif	-0,0606***	0,00608	-0,04174**	0,00640	-0,021227***	0,006335	-0,0308***	0,00411	-0,0433***	0,00470
ileología	0,0032***	0,00080	0,00049	0,00083	-0,003345***	0,000873	0,0008	0,00063	0,0005	0,00090
Sat.fieco	-0,0063***	0,00085	-0,00211*	0,00103	-0,004179***	0,000973	-0,0056*	0,00066	-0,0104***	0,00107
Sat.f.gobierno	-0,0182***	0,00081	-0,01751**	0,00109	-0,014771***	0,001084	-0,0160***	0,00073	-0,0122***	0,00102
Sat.f.democracia	-0,0100***	0,00079	-0,01707***	0,00098	-0,016330***	0,001001	-0,0141***	0,00062	-0,0120***	0,00096
Euroescep.			-0,00684***	0,00066	-0,004962***	0,000705	-0,0064***	0,00044	-0,0064***	0,00075
<b>Efectos aleatorios</b>										
Var (periodo)	0,0046***	0,00270	0,00189**	0,00120	0,000281***	0,000187	0,0006***	0,00043	0,0008***	0,00055
Var (cohortes)	0,0001***	0,00008	0,00004**	0,00003	0,000005**	0,000022	5,74E-05**	0,00003	0,0001***	0,00006
Var (residual)	0,0212***	0,00031	0,01939***	0,00032	0,015078***	0,000272	0,0150***	0,00019	0,0209***	0,00036
ICC	18,3200	9,06200	1,870000		1,870000		4,6600		4,3800	
VPC cohortes	0,5300	0,19000	0,40000		0,40000		0,3600		0,4800	
VPC periodos	17,7900	8,87000	1,830000		1,830000		4,2900		3,8900	
N Nivel 1	9,356,0000	7,237,00000	6,153,000000		6,153,000000		11,497,0000		6,525,0000	
N Nivel 2: cohortes	17,0000	17,00000	17,00000		17,00000		17,0000		17,0000	
N Nivel 2: periodos	6,0000	6,00000	6,00000		6,00000		6,0000		6,0000	
Log Likelihood	4,722,9998	3,982,23500	4,164,738800		4,164,738800		7,804,4454		3,335,5600	
Wald Chi2	3,548,8200	3,714,78000	3,086,530000		3,086,530000		8,251,3400		2,514,7900	
Comparación modelos nulo y condicional	modelonull	modelcond	modelonull	modelcond	modelonull	modelcond	modelonull	modelcond	modelonull	modelcond
AIC	-7,693,9089	-9,417,99958	-7,013,76831	-7,934,47008	-8,591,613960	-8,299,477640	-12,732,6924	-15,578,89083	-6,846,6099	-6,641,11995
BIC	-7,664,3693	-9,317,98676	-6,984,79359	-7,831,16565	-8,562,781810	-8,198,607210	-12,701,8245	-15,468,64321	-6,817,5848	-6,539,36901

Nota: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001.  
Fuente: Elaboración propia a partir de ESS.

**TABLA 3.2.** Modelo clasificación cruzada en cohortes y años por países

	FI		FR		GB		HU		IE	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
<b>Efectos fijos</b>										
Constante	0,89624***	0,02488	0,92720***	0,02412	0,9136860***	0,026269	0,9776***	0,02785	0,92499***	0,03571
Edad	0,00008	0,00012	-0,00054***	0,00014	-0,0003524***	0,000095	-0,0005***	0,00012	-0,00082***	0,00014
Sexo	-0,03560***	0,00290	-0,04017***	0,00319	-0,0384168***	0,003097	-0,0241***	0,00396	-0,04756***	0,00347
Estudios	-0,01800***	0,00132	-0,02209***	0,00105	-0,0204441***	0,001225	-0,0192***	0,00139	-0,02015***	0,00139
Voto	-0,07714***	0,00405	-0,05556***	0,00394	-0,0678489***	0,003813	-0,0692***	0,00530	-0,04446***	4,83E-03
Part.firma	-0,03538***	0,00324	-0,03452***	0,00366	-0,0403147***	0,003271	-0,0381***	0,00828	-0,04570***	0,00428
Part.manif	-0,07922***	0,00986	-0,05220***	0,00494	-0,0615206***	0,007296	-0,0679***	0,01201	-0,03968***	0,00627
Ideología	-0,00091	0,00074	-0,00042	0,00070	-0,0013772	0,000862	-0,0048***	0,00082	-0,00277**	0,00098
Sat.f.eco	0,00167	0,00097	-0,00639***	0,00105	-0,0071730***	0,000976	-0,0083***	0,00146	-0,00279*	0,00109
Sat.f.gobierno	-0,01681***	0,00105	-0,01094***	0,00103	-0,0131720***	0,000979	-0,0193***	0,00137	-0,01825***	0,00110
Sat.f.democracia	-0,02067***	0,00097	-0,01584***	0,00086	-0,0165936***	0,000832	-0,0111***	0,00120	-0,01381***	0,00097
Eurosecep.	-0,00882***	0,00067	-0,00684***	0,00064	-0,0076968***	0,000661	-0,0015	0,00075	-0,00605***	0,00076
<b>Efectos aleatorios</b>										
Var (periodo)	0,00258***	0,00166	0,00237***	0,00151	0,0031211***	0,001987	0,0031***	0,00203	0,00578***	0,00369
Var (cohortes)	0,00005***	0,00004	0,00007***	0,00004	0,0000003	0,000004	2,77E-06	0,00002	0,00005***	0,00004
Var (residual)	0,01729***	0,00026	0,01958***	0,00031	0,0196992***	0,000304	0,0195***	0,00038	0,02258***	0,00036
ICC	13,24000		11,13000		13,68000000		14,0400		20,57000	
VPC cohortes	0,26000		0,34000		0,00000000		0,0100		0,22000	
VPC periodos	12,98000		10,79000		13,68000000		14,0200		20,36000	
N Nivel 1	8,484,00000		7,74600		8,389,00000000		5,069,0000		7,633,00000	
N Nivel 2: cohortes	17,00000		17,00000		17,00000000		17,0000		17,00000	
N Nivel 2: periodos	6,00000		6,00000		6,00000000		6,0000		6,00000	
Log Likelihood	5,152,43390		4,220,34230		4,555,0531000		2,763,2258		3,614,30930	
Wald Chi²	4,030,60000		3,789,34000		4,354,40000000		2,550,9200		2,715,97000	
Comparación modelos	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond
nulo y condicional										
AIC	-9,133,63606	-10,274,86786	-7,084,20148	-8,410,68461	-7,502,3475900	-9,080,106160	-5,576,6367	-5,496,45160	-6,788,41347	-7,198,61855
BIC	-9,104,11100	-10,169,17780	-7,054,97488	-8,306,36063	-7,472,6564400	-8,974,586010	-5,548,3208	-5,398,48811	-6,758,87192	-7,094,51501

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 3.3. Modelo clasificación cruzada en cohortes y años por países**

	NL		NO		PL		PT		SE		SI	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
<b>Efectos hijos</b>												
Constante	0,9000***	0,0203	0,9501***	0,0130	0,9499***	0,0172	0,8676***	0,0340	0,8918***	0,0405	0,9488***	0,0277
Ead	0,0001	0,0001	-0,0010***	0,0001	-0,0005**	0,0002	0,0003*	0,0001	-0,0003**	0,0001	-0,0006***	0,0002
Sexo	-0,0391***	0,0028	-0,0341***	0,0032	-0,0399***	0,0036	-0,0358***	0,0041	-0,0355***	0,0033	-0,0339***	0,0041
Estudios	-0,0208***	0,0008	-0,0279***	0,0010	-0,0199***	0,0012	-0,0193***	0,0013	-0,0316***	0,0016	-0,0249***	0,0016
Voto	-0,0736***	0,0040	-0,0653***	0,0049	-0,0342***	0,0042	-0,0424***	0,0050	-0,0662***	0,0063	-0,0505***	0,0051
Part.firma	-0,0209***	0,0033	-0,0175***	0,0034	-0,0566***	0,0059	-0,0493***	0,0071	-0,0152***	0,0034	-0,0429***	0,0062
Part.manif	-0,0327***	0,0079	-0,0382***	0,0056	-0,0605***	0,0107	-0,0541***	0,0094	-0,0639***	0,0063	-0,0254*	0,0116
Ideología	0,0020**	0,0007	0,0058***	0,0008	-0,0011	0,0008	0,0048***	0,0009	0,0031***	0,0008	0,0021*	0,0009
Sat.f.eco	-0,0018	0,0010	-0,0069***	0,0009	-0,0046***	0,0011	-0,0078***	0,0013	-0,0047***	0,0010	-0,0061***	0,0012
Sat.f.gobierno	-0,0215***	0,0010	-0,0106***	0,0009	-0,0184***	0,0010	-0,0148***	0,0013	-0,0108***	0,0010	-0,0112***	0,0012
Sat.f.democracia	-0,0171***	0,0010	-0,0200***	0,0010	-0,0064***	0,0010	-0,0172***	0,0011	-0,0225***	0,0009	-0,0163***	0,0012
Eurosccep.	-0,0050***	0,0006	-0,0031***	0,0007	-0,0045***	0,0007	-0,0052***	0,0008	-0,0092***	0,0008	-0,0041***	0,0009
<b>Efectos aleatorios</b>												
Var (período)	0,0016***	0,0010	0,0002***	0,0001	0,0007***	0,0005	0,0052***	0,0033	0,0077***	0,0049	0,0029***	0,0019
Var (cohortes)	0,0001***	0,0000	0,0001***	0,0000	0,0001***	0,0001	0,0000***	0,0000	0,0000***	0,0000	0,0001***	0,0001
Var (residual)	0,0150***	0,0002	0,0161***	0,0003	0,0172***	0,0003	0,0214***	0,0004	0,0188***	0,0003	0,0174***	0,0004
ICC	9,8400		1,4900		4,4900		19,5600		28,9400		14,7300	
VPC cohortes	0,3500		0,3400		0,0900		0,0900		0,0300		0,4000	
VPC periodos	9,4900		1,1500		4,0300		19,4700		28,9000		14,3300	
N Nivel 1	7,811,0000		6,730,0000		5,553,0000		5,241,0000		6,953,0000		4,207,0000	
N Nivel 2: cohortes	17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000		17,0000	
N Nivel 2: periodos	6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000		6,0000	
Log Likelihood	5,302,0615		4,328,9685		3,377,7234		2,627,5243		3,929,4452		2,532,8896	
Wald Chi²	5,555,5300		3,620,0200		2,189,2900		2,235,5000		3,243,8300		1,839,9900	
Comparación mo- delos	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond
AIC	-8,472,46513	-10,574,1200	-8,022,3352	-8,627,9400	-8,016,9570	-6,725,4488	-5,903,8931	-5,225,0486	-7,134,3091	-7,828,8904	-5,961,8504	-5,035,3791
BIC	-8,443,19625	-10,469,6700	-7,993,5393	-8,525,7200	-7,988,2939	-6,626,1154	-5,875,0709	-5,126,5846	-7,105,2525	-7,726,1864	-5,934,1063	-4,940,2115

Nota: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 3.2 destaca, además de Irlanda, Gran Bretaña, que incrementa de forma notable el efecto periodo una vez controlada la variable dependiente por las variables explicativas. De nuevo, casi todas las variables explicativas se muestran significativas, salvo la escala ideológica, solo significativa en Hungría e Irlanda. Mención aparte merecen las particularidades del caso finés. En Finlandia, aunque la coyuntura rige en la explicación de la desafección, las variables del contexto económico no se muestran significativas, algo que también se observa en el caso de Holanda.

Finalmente, la tabla 3.3 muestra unas tendencias de país similares a las previamente observadas, a excepción de Noruega. Este país presenta el menor efecto periodo de toda la muestra. La explicación de esta naturaleza más estructural de la desafección en Noruega parece clara: de todas las variables introducidas, los mayores coeficientes se localizan en las variables que se relacionan con componentes estructurales de la sociedad, como el sexo, el nivel de estudios o las tendencias de participación política, especialmente la participación política convencional y de huelga.

En suma, si comparamos la desafección de España con la de los países del entorno europeo, encontramos que no presenta una naturaleza particular, sino que es similar a la de otras naciones. La desafección en los países europeos se revela como una actitud de clara naturaleza coyuntural, con las excepciones de Noruega y Suiza.

Existen, ciertamente, cambios sustantivos en los coeficientes intraclase y en los correspondientes efectos del periodo y las cohortes, con una notable elevación en los porcentajes del primero. Lo que, junto con los criterios de información mostrados, nos obliga a ser especialmente cautelosos con aquellos resultados en los que dichos criterios ofrecen un peor ajuste con respecto a los modelos nulos y aquellos que introducen el efecto de la edad.

## CONCLUSIONES

Este análisis ha tratado de realizar una comparación entre España y el resto de países europeos, para comprobar si la naturaleza cambiante de la desafección política que se daba en nuestro país era un caso aislado o, bien al contrario, suponía una generalidad que afectaba al conjunto europeo.

Para comprobar estas cuestiones se ha empleado un modelo de edad, cohortes o periodo que resolviese el papel jugado por estos factores en la evolución de las actitudes desafectadas. La importancia de esta cuestión radica en que si, en efecto y como se defendía, la desafección no se debe a una cuestión estructural —radicada en el pasado democrático y en las experiencias individuales vividas—, sino a los acontecimientos actuales que marcan la vida social, económica y política, no solo tendría una importancia teórica, sino que podría ser relevante a la hora de conocer las probabilidades de que estos niveles mejoren o empeoren en el futuro —a través de otros análisis predictores—; pudiendo darse la posibilidad de estudiar e incluso paliar las consecuencias que se pudieran derivar de la existencia de desafección política, tales como el crecimiento del populismo, la pésima consideración de los actores políticos o la percepción negativa de la democracia.

Los resultados sugieren la existencia de una desafección política diferencial entre países, en la cual la proporción de la variación debida —o atribuible— al año de medición es mayor que la ocasionada por el efecto de las distintas cohortes generacionales. El análisis jerárquico ha revelado la existencia de una desafección política de carácter coyuntural para una amplia mayoría de los países europeos, excepto Noruega y el escaso peso del periodo para Reino Unido, Suecia y Suiza, además de Portugal —en el que hasta que se introduce el efecto del ciclo vital, muestra un mayor efecto de cohorte—.



Ulteriores análisis nos han permitido clarificar las particularidades que apriorísticamente cuestionaban la diferenciación mediterránea y del sur en materia de desafección; de acuerdo a las cuales España, Portugal, Italia y Grecia presentaban una baja confianza institucional y un nulo interés por la política (Torcal, 2016b). Introducidas las variables explicativas y conformados los modelos expuestos en las tablas 2, 3 y 4, se observa que, además de la reducción en la varianza residual y el impacto positivo y significativo que las mismas tienen sobre la desafección, el efecto del periodo y, por tanto, la importancia coyuntural sobre la configuración de las actitudes desafechadas supera al resto, subrayándose la naturaleza variable de la desafección política en los países europeos con la excepción de Suiza y Noruega.

De este modo, se pone en duda que la desafección proceda de un largo proceso de acumulación cultural, siendo una actitud estable (Montero, Gunther y Torcal, 1998: 41; Putnam, 2011; Torcal, 2006, 2016a), y se corrobora que la desafección es una actitud cambiante que se ve influida de forma fundamental por las coyunturas políticas, económicas y sociales también en los países europeos.

Obviamente, no puede decirse que el pasado político no sea relevante para la desafección política. Al contrario, esta tiene un componente estructural presente sin ir más lejos en los niveles diferenciales entre países aunque, excepto para un par de países y según nuestros análisis, lo determinante es el contexto<sup>9</sup>. ¿Quiere ello decir que la experiencia de crisis no tendrá un efecto futuro sobre las generaciones que han vivido esta época de fuerte inestabili-

dad económica? ¿Producirá la crisis y los mecanismos implementados para su mejora una nueva base social desafechada? A la luz de nuestros resultados, ¿cuáles pueden ser los efectos del nuevo contexto de crisis mundial causado por la pandemia covid-19 en las actitudes ciudadanas hacia el sistema político? Solo un análisis futuro puede revelar el impacto que el nuevo escenario pueda tener sobre la desafección política.

## BIBLIOGRAFÍA

- Almond, Gabriel y Verba, Sidney (1970). *La cultura cívica: estudio sobre la participación política democrática en cinco naciones*. Madrid: Euramérica.
- Almond, Gabriel y Verba, Sidney (1989). *The Civic Culture Revisited*. California: Sage Publications.
- Cassel, Carol A. (1993). «A Test of Converse's Theory of Party Support». *The Journal of Politics*, 55(3): 664-681. doi: 10.2307/2131993
- Campbell, Angus; Gurin, Gerold y Miller, Warren E. (1954). «The Voter Decides». *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 296(1): 171-172.
- Di Palma, Giuseppe (1970). *Apathy and Participation: Mass Politics in Western Societies*. New York: The Free Press. Macmillan Company.
- Eckstein, Harry (1988). «A Culturalist Theory of Political Change». *The American Political Science Review*, 82(3): 789-804.
- Erkel, Patrick van y Meer, Tom 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. doi: 10.1111/1475-6765.12115
- Fuchs, Dieter (1999). «The Democratic Culture of Unified Germany». En: Norris, P. (ed.). *Critical Citizens: Global Support for Democratic Governance*. Oxford: Oxford University Press.
- Galais, Carolina (2012). «Edad, cohortes o período. Desenredando las causas del desinterés político en España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 139(3): 85-110. doi: 10.5477/cis/reis.139.85

<sup>9</sup> De hecho, se plantea un problema teórico y metodológico. Teórico porque encontramos dos explicaciones: las basadas en factores estructurales y las relacionadas con condicionantes coyunturales; metodológico por la necesidad de un constructo para el estudio de la desafección política.

- Henn, Matt; Weinstein, Mark y Wring, Dominic (2002). «A Generation Apart? Youth and Political Participation in Britain». *The British Journal of Politics and International Relations*, 4(2): 167-192. doi: 10.1111/1467-856X.t01-1-00001
- Hooghe, Marc; Mariën, Sofie y Oser, Jennifer (2017). «Great Expectations: The Effect of Democratic Ideals on Political Trust in European Democracies». *Contemporary Politics*, 23(2): 214-230. doi: 10.1080/13569775.2016.1210875
- Inglehart, Ronald (1991). *El cambio cultural en las sociedades industriales avanzadas*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Inglehart, Ronald (1998). *Modernización y posmodernización: el cambio cultural, económico y político en 43 sociedades*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Inglehart, Ronald y Welzel, Christian (2006). *Modernización, cambio cultural y democracia: la secuencia del desarrollo humano*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Kreft, Ita y Leeuw, Jan de (1998). *Introducing Multi-level Modeling*. California: Sage Publications.
- Lara Hormigo, Antonio (2014). *Introducción a las Ecuaciones Estructurales en AMOS y R. Guía de Referencia*, 72.
- Listhaug, Ola (2006). «Political Disaffection and Political Performance. Norway, 1957-2001». En: Torcal, M. y Montero, J. R. (eds.). *Political Disaffection in Contemporary Democracies. Social Capital, Institutions and Politics*. London: Routledge.
- Lorente Fontaneda, Javier y Sánchez-Vitores, Irene (2018). «La desafección en las urnas: las elecciones generales de 2015 en España»/«Disaffection at the Ballot Box: The 2015 General Election in Spain». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 161(1): 41-62. doi: 10.5477/cis/reis.161.41
- Magalhães, Pedro (2005). «Disaffected Democrats: Political Attitudes and Political Action in Portugal». *West European Politics*, 28(5): 973-991. doi: 10.1080/01402380500310626
- Mariën, Sofie (2011). «Measuring Political Trust across Time and Space». En: Hooghe, M. y Zmerli, S. (eds.). *Political Trust. Why Context Matters*. Colchester: ECPR Press.
- Meer, Tom W. G. van der (2017). «Democratic Input, Macroeconomic Output and Political Trust». En: Zmerli, S. y Meer, T. van der (eds.). *Handbook on Political Trust*. Northampton, Massachusetts: Edward Elgar Publishing.
- Megías, Adrián (2020). «Una década de crisis desafección: los cambios en su naturaleza»/«Changes in the Nature of a Decade-long Crisis of Disaffection». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 169(1): 103-122. doi: 10.5477/cis/reis.169.103
- Mishler, William y Rose, Richard (2001). «What are the Origins of Political Trust? Testing Institutional and Cultural Theories in Post-communist Societies». *Comparative Political Studies*, 34(1): 30-62. doi: 10.1177/0010414001034001002
- Montero, Jose R.; Gunther, Richard y Torcal, Mariano (1998). «Actitudes hacia la democracia en España: legitimidad, descontento y desafección». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 83(3): 9-49.
- Offe, Claus (2006). «Political Dissatisfaction 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: Routledge Research in Comparative Politics.
- Palacios Brihuega, Irene (2016). *Los españoles y la calidad de la democracia*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Polavieja, Javier (2013). «Economic Crisis, Political Legitimacy, and Social Cohesion». En: Gallie, D. (ed.). *Economic Crisis, Quality of Work and Social Integration. The European Experience*. Oxford: Oxford University Press.
- Putnam, Robert (2011). *Para que la democracia funcione: las tradiciones cívicas en la Italia moderna*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Sampedro, Víctor y Lobera, Josep (2014). «The Spanish 15-M Movement: A Consensual Dissent?». *Journal of Spanish Cultural Studies*, 15(1-2): 61-80. doi: 10.1080/14636204.2014.938466
- Torcal, Mariano (2003). «Political Disaffection and Democratization History in New Democracies». *Working Paper, Kellogg Institute*, octubre de 2003. doi: 10.1080/0790718042000336154
- Torcal, Mariano (2006). «Desafección institucional e historia democrática en las nuevas democracias». *Revista SAAP*, 2(3): 591-634.
- Torcal, Mariano (2014). «The Decline of Political Trust in Spain and Portugal: Economic Performance or Political Responsiveness?». *American Behavioral Scientist*, 58(12, SI): 1542-1567. doi: 10.1177/0002764214534662

- Torcal, Mariano (2016a). «Desafección política en España en una perspectiva comparada». En: Llera, F. J. (ed.). *Desafección política y regeneración democrática en la España actual: diagnósticos y propuestas*. Madrid: Centro de Estudios Políticos y Constitucionales.
- Torcal, Mariano (2016b). «Political Trust in Western and Southern Europe». En: Zmerli, S. y Meer, T. van der (eds.). *Handbook on Political Trust*. Northampton: Edward Elgar Publishing. doi: 10.1007/978-90-481-8531-3\_25
- Torcal, Mariano y Montero, José R. (2006). *Political Disaffection in Contemporary Democracies: Social Capital, Institutions and Politics*. Routledge Research in Comparative Politics.
- Torcal, Mariano y Magalhães, Pedro (2010). «Cultura política en el sur de Europa: un estudio comparado en busca de su excepcionalismo». En: Torcal, M. (ed.). *La ciudadanía europea en el siglo XXI: estudio comparado de sus actitudes, opinión pública y comportamiento políticos*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Torcal, Mariano; Pérez-Nievas, Santiago y Morales, Laura (2005). *España: sociedad y política en perspectiva comparada: un análisis de la primera ola de la Encuesta Social Europea*. Madrid: Tirant lo Blanch.
- Yang, Yang; Fu, Wenjiang J. y Land, Kenneth (2004). «A Methodological Comparison of Age-period-cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models». *Sociological Methodology*, 34(1): 75-110. doi: 10.1111/j.0081-1750.2004.00148.x
- Yang, Yang y Land, Kenneth (2008). «Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys Fixed or Random Effects?». *Sociological Methods & Research Sage Publications*, 36(10). doi: 10.1177/0049124106292360

**RECEPCIÓN:** 26/11/2020

**REVISIÓN:** 08/03/2021

**APROBACIÓN:** 29/07/2021

## APÉNDICE

**TABLA 1.** Definición cohortes de edad 1895-2019

	Año nacimiento	Año socialización	Acontecimientos políticos 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, 15-M

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 3.** Desapego político comparado 2002-2016

	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	Media país
Bélgica	0,54	0,55	0,53	0,55	—	—	0,59	0,64	0,57
Suiza	0,46	0,48	0,48	0,47	—	—	0,47	0,53	0,48
Alemania	0,44	0,48	0,48	0,46	—	—	0,46	0,49	0,47
España	0,65	0,61	0,62	0,62	—	—	0,60	0,66	0,63
Finlandia	0,57	0,57	0,56	0,54	—	—	0,50	0,57	0,55
Francia	0,57	0,59	0,5	0,47	—	—	0,56	0,62	0,55
Reino Unido	0,53	0,56	0,54	0,51	—	—	0,53	0,57	0,54
Hungría	0,52	0,56	0,55	0,58	—	—	0,72	0,70	0,61
Irlanda	0,54	0,52	0,52	0,51	—	—	0,61	0,64	0,56
Países Bajos	0,46	0,49	0,48	0,47	—	—	0,54	0,60	0,51
Noruega	0,49	0,49	0,49	0,49	—	—	0,48	0,52	0,49
Polonia	0,56	0,58	0,58	0,56	—	—	0,65	0,67	0,60
Portugal	0,60	0,63	0,64	0,63	—	—	0,66	0,67	0,64
Suecia	0,48	0,48	0,45	0,47	—	—	0,45	0,51	0,47
Eslovenia	0,55	0,55	0,55	0,52	—	—	0,65	0,68	0,58
Media año	0,53	0,54	0,53	0,52	—	—	0,56	0,60	

Fuente: Elaboración propia a partir de datos procedentes de la ESS.

**TABLA 4.** *Desafección institucional comparada 2002-2016*

	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	Media país
Bélgica	0,54	0,55	0,53	0,57	0,58	0,53	0,61	0,64	0,57
Suiza	0,47	0,49	0,47	0,47	0,46	0,43	0,45	0,46	0,46
Alemania	0,61	0,63	0,64	0,60	0,63	0,58	0,58	0,56	0,60
España	0,58	0,56	0,57	0,58	0,65	0,73	0,73	0,73	0,64
Finlandia	0,47	0,46	0,45	0,46	0,51	0,46	0,56	0,56	0,49
Francia	0,59	0,61	0,62	0,60	0,63	0,63	0,68	0,71	0,63
Reino Unido	0,58	0,61	0,62	0,61	0,63	0,61	0,64	0,62	0,62
Hungría	0,56	0,68	0,70	0,77	0,63	0,64	0,73	0,68	0,67
Irlanda	0,59	0,56	0,57	0,65	0,67	0,67	0,67	0,66	0,63
Países Bajos	0,50	0,54	0,48	0,47	0,47	0,49	0,54	0,55	0,51
Noruega	0,49	0,52	0,50	0,48	0,45	0,43	0,45	0,47	0,47
Polonia	0,69	0,78	0,76	0,74	0,70	0,74	0,73	0,73	0,73
Portugal	0,64	0,71	0,68	0,70	0,75	0,78	0,73	0,71	0,71
Suecia	0,47	0,52	0,50	0,48	0,43	0,47	0,48	0,55	0,49
Eslovenia	0,65	0,64	0,63	0,61	0,74	0,74	0,80	0,76	0,70
Media año	0,56	0,59	0,58	0,59	0,60	0,60	0,63	0,63	

*Fuente:* Elaboración propia a partir de datos procedentes de la ESS.

# Political Disaffection in European Countries near Spain: A Stable Attitude?

*La desafección política en los países del entorno europeo español:  
¿una actitud estable?*

**Adrián Megías and Cristina Moreno**

## Key words

- Political Attitudes
- APC Analysis
- Disaffection
- Institutional Disaffection
- Political Indifference
- ESS

## Palabras clave

- Actitudes políticas
- Análisis APC
- Desafección
- Desafección institucional
- Desapego político
- ESS

## Abstract

This work focuses on political disaffection in Europe. Following the harshest years of economic crisis, data suggest a significant increase in this political attitude. This contradicts the conventional thesis on disaffection which argues the structural nature of the same. By identifying factors explaining political disaffection in Spain and considering whether they are structural or contextual, these results are compared with those of other European countries. For this, an APC analysis is carried out, using data from the European Social Survey. Results highlight the importance of contextual factors in political disaffection in European countries.

## Resumen

Esta investigación se centra en la desafección política en Europa. Tras los peores años de crisis económica, los datos muestran un significativo incremento de esta actitud hacia la política. Este aumento contradice la tesis convencional de que la desafección tiene una naturaleza estructural. A partir de la identificación de los factores que explican la desafección en España, y si son de tipo estructural o coyuntural, estos resultados se comparan con los de los países europeos de su entorno. Para ello, se aborda un análisis jerárquico de clasificación cruzada usando datos de encuesta procedentes de la ESS. Los resultados revelan la importancia del contexto en la configuración de la desafección en los países europeos.

## Citation

Megías, Adrián and Moreno, Cristina (2022). "Political Disaffection in European Countries near Spain: A Stable Attitude?". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 179: 103-124. (doi: 10.5477/cis/reis.179.103)

**Adrián Megías:** Universidad de Murcia | [adrian.megias@um.es](mailto:adrian.megias@um.es)

**Cristina Moreno:** Universidad de Murcia | [cmoreno@um.es](mailto:cmoreno@um.es)

## INTRODUCTION

A generalized perception exists that democratic institutions are far from complying with the results that they promise and rarely consider the interest and demands of their citizens (Palacios, 2016). The distancing between citizens and politicians<sup>1</sup> has become normalized in today's political panorama.

Spain's 15-M Movement, *Occupy Wall Street* in the US, the *Indignant Citizens Movement* in Greece, as well as others in Rome, London, Berlin and France (with its yellow vests protests), have all demonstrated the distance existing between citizens and politicians<sup>2</sup>, which is the basis of this study: political disaffection.

Current demoscopic data suggests that citizens do not feel adequately represented by their government. During 2006-2018, between 75 and 81% of all Europeans did not trust political parties, with those who did not trust their respective parliaments exceeding 48% in 2007, and 58% a decade later<sup>3</sup>.

In terms of political disaffection, a paradox exists with those who reject politics yet are more demanding of the same. This disaffection, defined as a negative feeling towards politicians, politics and its processes, and towards a system that is unable to face the demands and needs of its citizens, causes a rupture between the so-called personal/internal and public/external indicators. Recently, this has been evidenced in Spain (Megías, 2020), where a rising inter-

est in politics and increasing subjective political involvement has occurred alongside a major decline in trust of political institutions and the actions of elected politicians. This change has been notable since the onset of the 2008 political and economic crisis. The mean levels of political disaffection have increased since this crisis, and have not returned to their prior levels, despite the economic recovery.

An analysis of the Spanish case suggests that political disaffection is determined mainly by contextual factors, challenging conventional views that explain this attitude by the existence of an anti-politics cultural background in Spain (Montero, Gunther and Torcal, 1998; Offe, 2006; Torcal and Montero, 2006). Considering this perspective, the ongoing nature of political disaffection may be explained by the country's democratic past (Torcal, 2003, 2006). Given the changing nature of disaffection in Spain, we may wonder whether other European countries<sup>4</sup> find themselves in similar situations.

First, this study considers the concept of political disaffection. It then summarizes the distinct approaches to the study of disaffection in a European setting, contrasting with the limitations of the conventional view which asserts the structural nature of political disaffection. Finally, we develop a multi-level model (cross-classification hierarchical linear model) to determine whether the role played by structural and contextual factors in the evolution of disaffection in other European countries is similar to that observed in Spain.

<sup>1</sup> Not only are citizens increasingly less trusting of politicians, they also feel that these politicians fail to adequately represent them. This may be because these politicians focus only on their own personal interests or because they do not care about people like them, only representing their political party (CIS, Study 2930).

<sup>2</sup> Spain's 15M movement was not exclusively the work of the indignant citizens, but rather, it received considerable support from the general Spanish population (Sampedro and Lobera, 2014).

<sup>3</sup> Eurobarometer, accessible at: <http://ec.europa.eu/commfrontoffice/publicopinion/index.cfm/Chart/index>

## Conceptualizing political disaffection

The concept of political disaffection has often been used as a synonym for dissat-

<sup>4</sup> Specifically, the analysis includes Germany, Austria, Belgium, Slovenia, Spain, Finland, France, Greece, Holland, Hungary, Ireland, Italy, Norway, Poland, Portugal, the United Kingdom, Sweden and Switzerland.

isfaction, lack of trust in the democracy, cynicism or apathy. These attitudes reflect how citizens respond to politics or how they approach political processes. However, a large theoretical body considers this disaffection to be a separate and differentiated component of these other attitudes; it has demonstrated that these are different conceptual and empirical dimensions (Montero, Gunther and Torcal, 1998; Torcal, 2003; Torcal and Montero, 2006). Furthermore, these attitudes suggest a state of crisis in the political system that political disaffection does not imply (Torcal and Montero, 2006).

Therefore, disaffection is linked to negative attitudes existing in the citizen's political culture, projected over the political system. It implies a "subjective feeling of ineffectiveness, cynicism and a lack of trust in the political process, politicians and democratic institutions, but without this suggesting the questioning of the legitimacy of the political system" (Palma, 1970). Here, we adopt the concept of political disaffection, a negative feeling expressed towards politicians, politics and their processes and towards a system that is incapable of responding to the demands and needs of its citizens. This concept consists of two relatively independent dimensions (Torcal, Pérez-Nievas and Morales, 2005; Torcal and Montero, 2006). The first, the so-called political indifference, refers to the distancing of citizens from politics and their self-assessment as political participants, as well as criticism of politicians and the political process. We will measure this via the indicators of "interest in politics" and "internal political effectiveness". And the second, institutional indifference, refers to feelings of distrust towards political representatives and institutions, which leads to a progressive lack of responsibility —measured by the indicators of external political effectiveness and trust in the institutions— (Torcal, Pérez-Nievas and Morales, 2005).

## PERSPECTIVES OF POLITICAL DISAFFECTION IN EUROPE

This study considers whether the situation in Spain also takes place in the rest of Europe. Therefore, we should examine how studies of disaffection in Europe have been carried out and their main results. The literature allows us to differentiate between comparative studies focusing on some of the components of disaffection, such as political and institutional trust or interest in politics, and those that are oriented towards political disaffection from a more global perspective.

The first group offers an extensive sample of comparative studies. Their results demonstrate an ongoing difference in levels of trust of European countries, with the lowest levels being found in the southern European countries (Mariën, 2011). Other studies suggest that one of the keys to these differences may lie in the existence of high democratic expectations. The higher the expectations, the lower the levels of institutional trust, with these effects being larger in countries with low levels of democratic quality (Hooghe, Marien and Oser, 2017). These differences between countries, along with their stability, result in the widespread perception that trust in specific institutions and political disaffection in general, are attitudes with a cultural component making them long-lasting.

Of the studies of the second group, which focus on political disaffection —considering political disaffection as a whole—the main conclusions also affirm the cultural nature and importance of political past in explaining the disaffection levels (Torcal and Montero, 2006). These studies refer to the conventional view that relates to pioneering studies on political culture (Almond and Verba, 1970, 1989). This perspective implies the structural nature of the attitudes. Thus, they change over the long term, since they are determined by the socialization process. Therefore, attitudes and



political culture in general, are stable according to the conventional approach (Eckstein, 1988; Mishler and Rose, 2001). This constant nature, as well as the disparities between European countries, may relapse, depending on the diverse historical events of each country (Inglehart, 1991, 1998; Inglehart and Welzel, 2006; Putnam, 2011).

The economic and financial crisis of 2008 and its extension to numerous countries of the European Union, has questioned these assumption, given the increase in dissatisfaction in distinct countries, regardless of their initial levels. The role of the economic and political crisis on some of the disaffection components (Erkel and Meer, 2016; Meer, 2017; Torcal, 2014, 2016b), such as, for example, the contrary trends occurring in Spain between political indifference and institutional disaffection<sup>5</sup>, reinforce the period's explanatory role.

In any case, explanations developed since the 2008 crisis that relate to the social and economic context should be considered. Some authors defend the idea that recent disaffection transforms electoral behavior since disaffected citizens have different levels of cognitive and participative mobilization (Lorente Fontaneda and Sánchez-Vitores, 2018; Magalhães, 2005). Others suggest that the recent decline in transnational differences, in this case, in political trust, may be attributed to both the crisis and the austerity measures implemented or the inability to punish corruption (Torcal and Magalhães, 2010; Erkel and Meer, 2016; Polavieja, 2013).

Applying this to political disaffection, we find a differential impact of the crisis on the levels of disaffection between countries. If this disaffection may be explained by the economic changes, it would be assumed that the PIGS (Portugal, Italy, Greece and

Spain), will have not only the lowest levels of disaffection, but also, that this disaffection can be explained by short term economic variables.

Therefore, to determine whether the current trend is a timely process or a long term trait that will influence disaffection, we analyze whether or not the factors explaining political disaffection in European countries near Spain are circumstantial or structural. We may ask whether or not this disaffection is a result of structural or contextual factors or if the modifications in this attitude may respond to a cultural change in European political attitudes.

We sustain that disaffection is a changing attitude that is influenced mainly by political, economic and social contexts; unlike the cultural explanations, it is not a stable attitude. We claim that transnational differences do not take exist and, therefore, no differences are observed between rich or poor countries or those that are consolidated or recent democracies.

## METHODOLOGY

For our analysis, we have created a model that simultaneously considers both the influence of past politics and the current events at the time of the measurement and recording of the same on attitude development. Thus, we opt for an APC (age, period and cohort)<sup>6</sup> model, which includes differences not only within but also between countries. Our objective is to verify whether the disaffection patterns in Spain are similar to those occurring in other European countries, especially those in which the economic and political crisis has had a larger impact (the so-called PIGS). This will validate our consideration of the influence of context on disaffection.

<sup>5</sup> Until recently, both components exhibited parallel behavior, increasing or decreasing simultaneously. Now, they have opposing behaviors.

<sup>6</sup> The APC analysis allows us to trace the past, analyzing specific political experiences through the age cohorts.

We use a multi-level cross-classified design that focuses on longitudinal variance and the weight of each of the structural and short term components on the development of political disaffection. We analyze all versions of the European Social Survey (ESS) between 2002 and 2016—eight versions— which includes 16 countries. The survey traditionally assesses the attitudes of citizens of the main member countries of the EU, also including countries are recent democracies. This allows us to compare recent and established democracies. This is important since citizens from the more recently established democracies may not have sufficient political baggage to assess the functioning and performance of the newly-established democratic institutions. On the other hand, citizens from more established democracies may assess their current political framework based on their democratic ideals, instead of relying on past experiences (Torcal, 2006).

It may be interesting to consider this study of disaffection based on an analysis of the effects of age, cohorts and period on variation of the dependent variable, since conventional patterns of disaffection are being redefined. Institutional disaffection and political indifference are taking on divergent paths, as Campbell (1969) suggested. This indifference results from stability patterns, whereas the presence of cultural components is not as clear in the high levels of disaffection found in southern European countries.

Analyzing the relative weight of the three components of the APC model allows us to determine if the current political disaffection in Europe is the result of certain circumstances (as is the case in Spain) or if structural socialization causes the disaffection levels to continue to increase or decrease as new generations replace former ones.

Applying multi-level logic to the APC means forcing the level concept so that it

becomes an aggregate-level predictive variable, like the generations. Some authors have agreed that a birth cohort is an independent variable and not a level of analysis. To avoid these risks, we use the technical solution proposed by Yang, Fu and Land, (2004), the so-called intrinsic estimator or their modellings according to hierarchical APC random effects models (Yang and Land, 2008). In our model, generations<sup>7</sup> are structured at a second level, together with the years (periods) in which the surveys are conducted.

As for the dependent variable, an index of political disaffection is created using the four variables making up political indifference and institutional disaffection (overcoming the limitations resulting from considering only one of the dimensions (Torcal, 2016a). Thus, a dependent metric variable is created, with an index that ranges from 0—lack of disaffection—to 1—high disaffection—:

$$IDP = \left( \frac{\text{Interest in politics} + \text{Internal political effectiveness}}{2} \right) + \left( \frac{\text{Institutional trust}}{2} \right) / 2$$

The strength and validity of the index may be verified via confirmatory factorial analysis, with the coefficients shown in Table 1. They are found to have adequate adjustment levels, with less than 90% of the covariance being reproduced by the model. The mathematical formulation of the model is shown in the analysis section.

<sup>7</sup> The model considers 17 generational cohorts which are the result of dividing the initial 8 considered, in order to comply with the requirement of not estimating hierarchical models if the number of individual units in each aggregate is not greater than 15 (Kreft and Leeuw, 1998). In any case, the number of observations is secondary, ensuring the study's validity with a cross-classified model. The cohorts will be defined as shown in Table 1 of the appendix. However, it should be noted that the graphs are made with 8 initial cohorts, since this offers a clearer presentation and does not affect the model's validity.

**TABLE 1.** *Coefficient adjustment model*

	ESS1*	ESS2**	ESS3	ESS4	ESS7***	ESS8
CFI****	0.994	1.000	0.997	0.997	0.900	0.877

\* The index of political disaffection consists of the sub-indices of political indifference and institutional disaffection. For the first, the questions used are: "How interested would you say you are in politics?" with the response categories being: "very, quite, hardly, not at all interested"; and "How often does politics seem so complicated that you really understand what is going on?" with the response categories being: "never, seldom, occasionally, regularly, frequently". For institutional disaffection, the following questions are used: "Using this card, do you think that politicians in general care what people like you think?" with the following response categories: "hardly any politicians care what people like me think, very few care, some care", many care, "most politicians care what people like me think"; and the question: "Using this card, please tell me on a score of 0-10 how much you personally trust each of the institutions I read out. 0 means you do not trust an institution at all, and 10 means you have complete trust", using the categories of trust of the country's parliament and politicians.

\*\* For versions 2, 3, 4 the same questions are used as in the first edition, except for the external political effectiveness (To what extent do you think that politicians care about what people like you think?) which does not appear, plus an additional category for confidence in political parties in the case of the institutional trust variable.

\*\*\* The same questions are used for institutional trust and interest in politics, varying the questions used for external political effectiveness: "How much would you say that politicians care what people like you think?" On a scale from 0 to 10; "And how much would you say that the political system in [country] allows people like you to have an influence on politics?" Please use this card. And for internal political effectiveness: "And using this card, how confident are you in your own ability to participate in politics?" and "Using this card, how easy do you personally find it to take part in politics?" On a scale from 0 to 10; with both of these being recoded into a metric variable ranging from 0 —lack of disaffection— to 1 —maximum presence of the same—.

\*\*\*\* The CFI compares the discrepancy between the covariance matrix that predicts the model and the observed covariance, with the discrepancy between the covariance matrix of the null model and the observed covariance matrix to assess the degree of loss occurring in the adjustment upon changing from the researcher model to the null model. This model is corrected with respect to the model's complexity. The values of the index vary between 0 and 1. By convention, the CFI value should be greater than 0.90 (Lara Hormigo, 2014).

Source: Own elaboration.

Data from the eight versions of the ESS facilitate our comparison, as does the construction of a false panel of equivalent questions. Only countries completing all of the ESS editions were selected, since, in methodological and analysis terms, the completion of a multi-level model requires a certain number of second-level groupings; therefore, countries having fewer versions may call the conclusions into question.

In summary, our objective is to explain the changes and continuities in disaffection occurring in European countries, to determine whether or not the contradictions and determinant factors observed in Spain are similar to those of other European countries. We believe that, in large part, this disaffection is due to period (circumstantial) effects that exceed those of belonging to a specific birth cohort (structural). Thus, disaffection is not a stable attitude and transnational differences do not exist.

### Explanatory variables

To examine the circumstantial nature of political disaffection and determine potential individual predictors, we propose a series of models that introduce more explanatory variables, in addition to those that were previously mentioned: APC. Therefore, after verifying the trends in European countries, we apply an empirical strategy in two phases: first, with simple and hierarchical linear cross-classified models and later, with more complex explanatory models.

The models include sex and level of studies as structural variables. They are added to age, along with other explanatory variables such as ideology, satisfaction with the government, state of the economy and functioning of the democracy. These variables offer an improved registry of the context of the macro variables such as GDP, income or unemployment, given that in terms of attitudes, the most important are individual perceptions

of said issues. To these, we also add the political participation variables: vote, participation in demonstrations and the signing of petitions; these are followed by the sense of belonging to the European project through the affirmation that it is necessary to go further in the research process, a variable included to determine whether or not “euro-skepticism” influences disaffection in European countries.

## RESULTS

The descriptive analysis provided in Tables 3 and 4 (in the appendix) reveal stability in northern European countries, having greater cohort effects and structural factor weight. On the other hand, the high levels of disaffection in the southern countries and recent democracies, as well as their greater volatility, reflect the weight of factors related to the political and/or economic context, or both. In other words, two types of disaffection exist in Europe: one has a structural nature (northern countries) and the other, a circumstantial nature (southern and recently democratized countries). This indicates a changing attitude, which, depending on the country, may be more or less structural, revealing the importance of historic factors.

The increasing political disaffection in Spain and other European countries has arisen unequally, even in countries that have been more impacted by the economic crisis and intervention by EU organisms (Torcal, 2016a). Thus, it is possible that a combination of explanatory factors, such as the presence of cultural elements, along with factors reflecting current assessments of these institutions and their policies, may influence the disaffection levels.

To examine these considerations, the following structure is used in this section: first, using a new false panel matrix, we create graphs of nested time series in cohorts, to observe the differences existing between these and their disaffection. Then, to validate the

descriptive analysis, we apply a linear hierarchical cross-classified estimate. This solution was adopted by Galais (2012) and Yang and Land (2008) to break down the inter- and intragroup variance into their levels of disaffection. This strategy allows us to simultaneously consider the three types of mentioned effects: life cycle, generational cohort and period. And it allows us to determine which parts of the variance are due to the individual characteristics of each country (i) and which are due to the characteristics of the generational cohorts and period (j). Finally, different explanatory models with independent variables measuring contextual factors and structural elements were compared, to determine which changes took place in the typical APC variables and which had the greatest influence on disaffection in each country.

Graph 1 shows the potential effects of the birth cohort on political disaffection in each of the European countries.

The graph shows that both the first (blue and red lines) and last cohorts have the greatest fluctuations, most likely due to the number of cases (N lows). Having made this initial warning, the graphs reveal certain common features. First, there are graphs of the distinct countries according to the proximity-separation of the cohorts. The fact that the age cohorts are very close may indicate the existence of a null generational effect, although there is the possibility of a disaffected culture in this country; a structural effect that characterizes all generations, regardless of the time of their birth. This is the case for countries such as Poland, Sweden, Switzerland, Portugal and Holland (to a lesser degree).

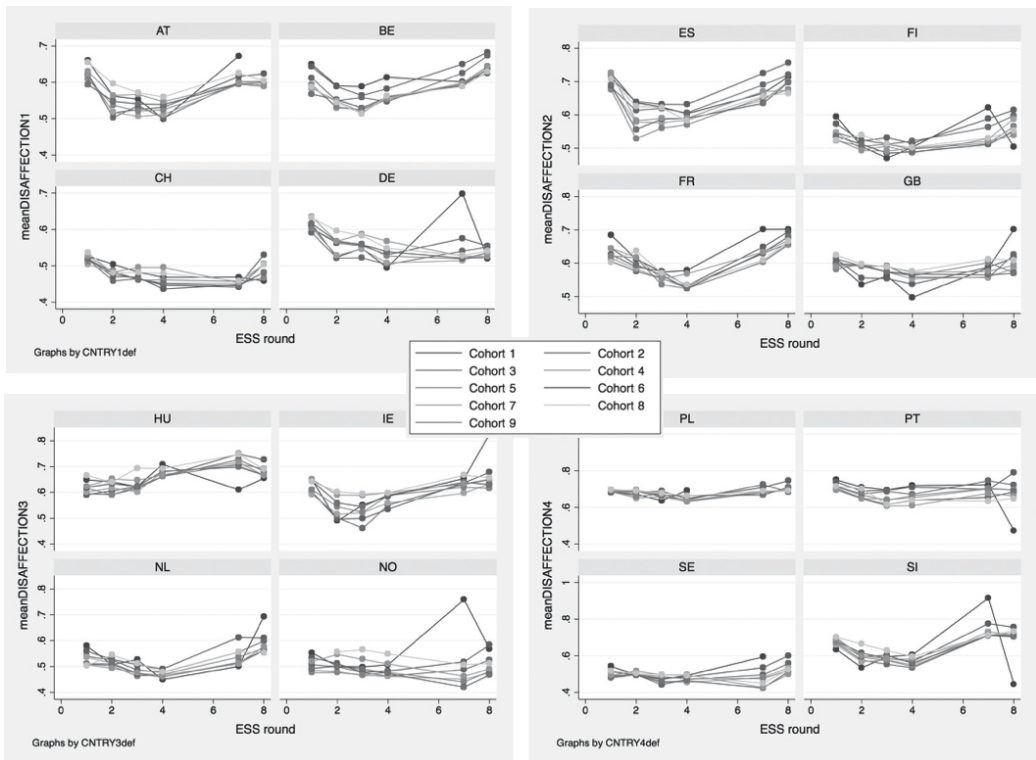
Second, there are cases in which the lines representing each of the birth cohorts not only are more separated, but they even have the same peaks, both rises and falls, in each version of the ESS. In these cases, it may be assumed that the disaffection has period effects; that is, in these coun-

tries, all generations are influenced by the same events (Cassel, 1993; Fuchs, 1999; Henn, Weinstein and Wring, 2002). This is the case for Spain, Austria, Belgium, Germany, Hungary and Ireland. As for these effects, in the fourth edition of the ESS, the countries that have been the most harshly hit by the economic crisis in Europe increased their levels of disaffection for all age cohorts (see the cases of Hungary, Ireland, Spain or Portugal).

Third, there is another similar pattern that occurs in most of the countries, whereby the oldest (blue and red lines) and youngest (purple and light green/yellow lines) cohorts have the highest levels of disaffection.

Finally, there are countries in which the graphs show more random trends amongst the cohorts, with increases and declines in disaffection in each period. This suggests the possibility of combined effects.

**GRAPH 1.** Disaffection by cohorts, according to period and country



Note: To facilitate their visualization, in the graph, 9 original cohorts are included (and not the 17 that resulted from dividing the previous ones which are included in the APC analysis for increased methodological strength).

Source: Author's own creation based on data from the ESS.

Thus, the data and graphs fail to clarify whether or not there is a period effect for political disaffection, a cohort effect or a mixed effect. The data does suggest differences

between countries. To determine either the structural or circumstantial nature of the disaffection, either the existence of mixed period-cohort effects, additional study is necessary.

### Modelling disaffection: the relative weight of age, cohorts and period

There are clear indications that the explanatory power of each of the effects: age, cohorts and period, would be higher for period, somewhat lower for age and considerably lower for the cohort in most countries. To answer our questions and corroborate the results, political disaffection may be estimated from a hierarchical cross-classified model. The analysis<sup>8</sup> attempts to respond to whether, as we defend, period and situation dominate in the configuration of political disaffection.

The partition coefficients of the variance inform of the proportion of the variation in the observed response for each of the hierarchical levels of the model. In other words, these coefficients allow us to determine the relative importance of the period, cohorts or individual variables in predicting political disaffection. In the case of Austria, we can see that while age is not significant, period is the variable explaining the largest proportion of variance at the second level, having 4%, with the explanatory power of the generational cohorts (once controlling for the individual effect of age) being only 0.37%. Therefore, in this country, political disaffection (its variance) may be determined by the situation.

<sup>8</sup> To consider, at the same time, the effects of period and cohorts, this model was created at three levels, where the individuals (level 1) are nested within the generational cohorts (level 2) and nested in the same time within a *super-cluster* of the period or year in which the survey was performed (level 3). The model was formulated according to the multi-level notation, as follows:

$$\text{Disaffection}_{ijk} = \beta_0 + C1_{ijk}v_{1k} + C2_{ijk}v_{2k} + \dots + C17_{ijk}v_{17k} + u_{jk} + e_{ijk}$$

Where *disaffection* is the value observed of the disaffection of individual *i* in cohort *j*, in artificial *cluster k* which represents the period. On the other hand,  $\beta_0$  is the predicted mean score from all periods and all cohorts, and  $S1_{ijk}$   $S2_{ijk}$ ...  $S17_{ijk}$  make up a series of 17 binary indicators of the cohorts, one for each cohort,  $v_{1k}$   $v_{2k}$ ...  $v_{17k}$  are the 17 random coefficients of level 3,  $u_{jk}$  is the effect of the cohort *j*, and  $e_{ijk}$  is the residual error at an individual level.

In Germany, once again, period is the greatest determinant of disaffection in the APC model, although age is a relevant factor, having a coefficient of 0.98. In Belgium, once again the overwhelming relevance of the period is evidenced, at 4.31%. In summary, for these three initial countries, there are common patterns that question the idea that disaffection comes from a long process of cultural accumulation, being a stable attitude (Putnam, 2011; Montero, Gunther and Torcal, 1998, pp. 41; Torcal, 2016a).

Currently, Spain and Slovenia have the largest variance coefficients. They are countries whose disaffection is highly marked by the current political and economic situation, at 13.9% and 6.9%, respectively. Finland, on the other hand, is one of the countries in which the period is less influential, with structural components being more relevant, followed by the age effect, with 0.014%.

The multi-level structure of France is quite similar to that of Spain. This is somewhat unexpected, since in terms of attitudes, Mediterranean countries such as Spain tend to be more similar to countries such as Portugal or Italy. However, the lower part of Table 2 reveals that Portugal is more influenced by structural factors than its two neighbors, although upon introducing the age effect in the model, the cohort effect decreases. Therefore, Portugal is one of the countries in which there are three potential effect types; at least, in a more balanced manner than in France or Spain, where the influence of the trends on disaffection is certainly notable (6% and 7%, respectively). Together with Portugal, there is Poland, a country in which the period effect barely reaches 1%. The United Kingdom, followed by Sweden and Switzerland, are countries in which economic, political and social effect are the least significant on the configuration of political disaffection.

TABLE 2. Crossed-classification model in cohorts and years by countries

Countries	AU		GE		BE		SL		ES		FI		FR		NE	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
<b>Fixed effects</b>																
Constant	0.5840***	0.017	0.565***	0.013	0.550***	0.017	0.6570***	0.028	0.5980***	0.022	0.4970***	0.011	0.5970***	0.020	0.4950***	0.016
Age	0.0000	0.000	0.000*	0.000	0.001***	0.000	0.0000	0.000	0.0010***	0.000	0.0010***	0.000	0.0000	0.000	0.0000**	0.000
<b>Random effects</b>																
Var (period)	0.0031***	0.001	0.0008***	0.000	0.0013***	0.001	0.0043***	0.002	0.0023***	0.001	0.0005***	0.000	0.0019***	0.001	0.0012***	0.001
Var (cohorts)	0.0001***	0.000	0.0001***	0.000	0.0001***	0.000	0.0001***	0.000	0.0003***	0.000	0.0000***	0.000	0.0002***	0.000	0.0001***	0.000
Var (residual)	0.0308***	0.000	0.0271***	0.000	0.0295***	0.000	0.0265***	0.000	0.0302***	0.000	0.0270***	0.000	0.0306***	0.000	0.0272***	0.000
ICC	4.3600		2.9700		4.5800		14.3400		7.7100		2.0600		6.4600		4.4600	
VPC cohorts	0.3700		0.2700		0.2700		0.4400		0.8100		0.1800		0.5300		0.3900	
VPC periods	3.9900		2.7000		4.3100		13.9000		6.9000		1.8800		5.9200		4.0700	
N Level 1	11,902.0000		16,597.0000		10,328.0000		7,5980		10,4700		11,864.0000		11,011.0000		11,128.0000	
N Level 2: cohorts	17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000	
N Level 2: periods	6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000	
Log Likelihood	3,849.9765		6,372.2838		3,517.0503		2,984.8801		3,433.4960		4,579.4741		3,546.2386		4,244.4116	
Wald Chi <sup>2</sup>	3.0500		5.080.0000		23.1400		3.2200		15.3500		26.5600		0.2800		10.5300	
<b>Countries</b>																
	HU		IR		NO		PO		PR		UK		SE		CH	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
<b>Fixed effects</b>																
Constant	0.677***	0.018	0.637***	0.019	0.5110***	0.015	0.6750***	0.009	0.6130***	0.011	0.5980***	0.007	0.4730***	0.011	0.4890*	0.010
Age	0.000***	0.000	-0.001***	0.000	0.0000	0.000	0.0000	0.000	0.0010***	0.000	0.0000**	0.000	0.0000*	0.000	0.0000***	0.000
<b>Random effects</b>																
Var (period)	0.0015***	0.001	0.0019***	0.001	0.0002***	0.000	0.0003***	0.000	0.0005***	0.000	0.0001***	0.000	0.0004***	0.000	0.0004***	0.000
Var (cohorts)	0.0000***	0.000	0.0000***	0.000	0.0006***	0.000	0.0000***	0.000	0.0000***	0.000	0.0000***	0.000	0.0001***	0.000	0.0000***	0.000
Var (residual)	0.0308***	0.000	0.0329***	0.000	0.0258***	0.000	0.0252***	0.000	0.0318***	0.000	0.0318***	0.000	0.0296***	0.000	0.0246***	0.000
ICC	4.9200		5.6500		2.9200		1.1600		1.6900		0.5200		1.7100		1.8500	
VPC cohorts	0.1400		0.0800		2.2200		0.1700		0.1100		0.0800		0.2500		0.1000	
VPC periods	4.7800		5.5600		0.7000		1.0000		1.5800		0.4400		1.4600		1.7600	
N Level 1	8,769.0000		11,894.0000		9,886.0000		9,584.0000		9,8040		12,351.0000		10,553.0000		9,977.0000	
N Level 2: cohorts	17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000	
N Level 2: periods	6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000	
Log Likelihood	2,796.5725		3,404.3335		4,014.7675		4,012.5188		2,976.0554		3,756.8535		3,573.9020		4,302.0601	
Wald Chi <sup>2</sup>	11.0000		72.3800		1.0700		0.0800		109.2300		9.7100		5.8700		5.0700	

Source: Author's own creation based on data from the ESS.

Special note should be made of Norway, the only country in which the cohort effects clearly exceed the period effects. This is coherent with past findings that suggested that this country has had a stable trend in political disaffection for some 40 years. And despite the fact that potentially conflicting trends exist between the dimensions of disaffection, such as an interest in politics and internal effectiveness, they suggest that the existence of a reserve of affection towards politics characterized the Norwegians' relationship with the same (Listhaug, 2006). In fact, despite the successive ups and downs of the Norwegian context, in shared European terms, the disaffection has remained stable.

Therefore, despite variations in the importance of the distinct effects on disaffection, in most countries, it is considered a circumstantial attitude. However, the distinct intensities of the three effect types on each of the countries participating in the distinct ESS editions should be considered.

At least three types of countries can be distinguished: those in which the period effect has been demonstrated to be so intense that mixed effects are not even considered. These are countries of situational disaffection, such as Spain, France, Slovenia, Hungary, Holland and Ireland. Second, there are countries in which, although period effects predominate, they do not reach 5%. These countries experience situational-structural disaffection. And finally, countries in which disaffection is an independent, structural attitude, regardless of the specific circumstances of the moment, such as Norway and even Portugal or the United Kingdom.

So how do we explain the difference between Spain, France or Slovenia, for example, and a country like Norway? What causes this apparent difference in the type of disaffection attitudes? To understand more about the situational nature of disaffection and determine potential individual predictors, we propose distinct models that introduce more explanatory variables.

If comparing the models from Tables 2, 3 and 4 with the null models, and those including three effect types: age, cohorts and period, a clear reduction may be seen in residual variance in general terms, suggesting a positive and significant impact on the dependent variable. It may also be seen that, upon introducing the predictor variables, the period effect greatly increases the life cycle and generation effects. Only Norway and Switzerland maintain the so-called mixed cohorts-period effect.

In the tables, the Bayesian and Akaike information criteria (BIC and AIC, respectively) are presented. For a given set of models, the lower the minimal indicator value, the better the model. As we can see, the introduction of more explanatory variables does not always improve the model. Sometimes, the simpler the model, the better the adjustment (parsimony). In any case, these indicators should only be considered for informational purposes; what is truly relevant is the reduction in deviation, which is found for all countries.

In Table 3, which compares the null models and includes the three types of APC effects, the case of Austria (AT) is noteworthy. Here, the intraclass correlation index is multiplied by four with respect to the other models (null-APC model) attaining a value of 18.32%. This increase is also due to a major increase in the period effect, which is one of the largest found (along with Sweden, Portugal and Ireland). In these countries, upon introducing the predictor variables, we find greater incidences of the period on political disaffection.

All of the variables are significant for all of the countries, except for the ideological scale of the interviewee (for Spain, Germany and Belgium) and age, for the Spanish case. Similarly, Spain has gone on to be one of the countries having the greatest period effect, situated at an intermediate level once controlling for other variables (the ICC of the null model was situated at 8.9% as compared to the current 4.4%).



**TABLE 3.1.** Cross-classified model in cohorts and years by country

	AT			BE			CH			DE			ES		
	Variable predictor model									modelcond			modelnull		
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	
<b>Fixed effects</b>															
Constant	0.8653***	0.02981	0.97843***	0.02259	0.878656***	0.012876	0.9138***	0.01419	0.9466***	0.01806					
Age	-0.0003*	0.00016	-0.00056***	0.00012	-0.00020*	0.000099	-0.0003***	0.00011	-0.0002	0.00017					
Sex	-0.0468***	0.00302	-0.03854***	0.00330	-0.029198***	0.003228	-0.0392***	0.00233	-0.0301***	0.00360					
Studies	-0.0255***	0.00183	-0.02328***	0.00093	-0.017951***	0.001067	-0.0203***	0.00076	-0.0164***	0.00093					
Vote	-0.0834***	0.00435	-0.04348***	0.00624	-0.075449***	0.003653	-0.0599***	0.00333	-0.0572***	5.28E-03					
Part.sign	-0.0431***	0.00360	-0.03898***	0.00395	-0.018818***	0.003390	-0.0282***	0.00252	-0.0345***	0.00440					
Part.demons.	-0.0606***	0.00608	-0.04174***	0.00640	-0.021227***	0.006335	-0.0308***	0.00411	-0.0433***	0.00470					
Ideology	0.0032***	0.00080	0.00049	0.00083	-0.003345***	0.000873	0.0008	0.00063	0.0005	0.00090					
Sat.f.eco	-0.0063***	0.00085	-0.00211*	0.00103	-0.004179***	0.000973	-0.0056*	0.00066	-0.0104***	0.00107					
Sat.f.government	-0.0182***	0.00081	-0.01751***	0.00109	-0.014771***	0.001084	-0.0160***	0.00073	-0.0122***	0.00102					
Sat.f.democracy	-0.0100***	0.00079	-0.01707***	0.00098	-0.016330***	0.001001	-0.0141***	0.00062	-0.0120***	0.00096					
Euro.sceptic.			-0.00684***	0.00066	-0.004962***	0.000705	-0.0064***	0.00044	-0.0064***	0.00075					
<b>Random effects</b>															
Var (period)	0.0046***	0.00270	0.00189***	0.00120	0.000281***	0.000187	0.0006***	0.00043	0.0008***	0.00055					
Var (cohorts)	0.0001***	0.00008	0.00004***	0.00003	0.000005**	0.000022	5.74E-05***	0.00003	0.0001***	0.00006					
Var (residual)	0.0212***	0.00031	0.01938***	0.00032	0.015078***	0.000272	0.0150***	0.00019	0.0209***	0.00036					
ICC	18.3200		9.06200		1.870000		4.8600		4.3800						
VPC cohorts	0.5300		0.19000		0.040000		0.3600		0.4800						
VPC periods	17.7900		8.87000		1.830000		4.2900		3.8900						
N Level 1	9,356,0000		7,237,00000		6,153,000000		11,497,0000		6,525,0000						
N Level 2: cohorts	17,0000		17,00000		17,000000		17,0000		17,0000						
N Level 2: periods	6,0000		6,00000		6,000000		6,0000		6,0000						
Log Likelihood	4,722,9998		3,982,23500		4,164,738800		7,804,4454		3,335,5600						
Wald Chi2	3,548,8200		3,714,78000		3,086,530000		8,251,3400		2,514,7900						
Null and conditional comparison models	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond					
AIC	-7,693,9089	-9,417,98958	-7,013,76831	-7,934,47008	-8,591,613960	-8,299,477640	-12,732,8924	-15,578,89083	-6,846,6099	-6,641,11995					
BIC	-7,664,3693	-9,317,98676	-6,984,79359	-7,831,16565	-8,562,781810	-8,198,607210	-12,701,8245	-15,468,64321	-6,817,5848	-6,539,36901					

Note: \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001.

Source: Author's own creation based on data from the ESS.

**TABLE 3.2.** Cross-classified model in cohorts and years by country

	FI		FR		GB		HU		IE	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
<b>Fixed effects</b>										
Constant	0.89624***	0.02488	0.92720**	0.02412	0.9138860***	0.028269	0.9776***	0.02785	0.92499***	0.03571
Age	0.00008	0.00012	-0.00054***	0.00014	-0.0003524***	0.000095	-0.0005***	0.00012	-0.00082***	0.00014
Sex	-0.03560***	0.00290	-0.04017***	0.00319	-0.0384168***	0.003097	-0.0241***	0.00396	-0.04756***	0.00347
Studies	-0.01800***	0.00132	-0.02209***	0.00105	-0.0204441***	0.001225	-0.0192***	0.00139	-0.02015***	0.00139
Vote	-0.07714***	0.00405	-0.05556***	0.00394	-0.0678489***	0.003813	-0.0692***	0.00530	-0.04446***	4.83E-03
Part.sign	-0.03538***	0.00324	-0.03452***	0.00366	-0.0403147***	0.003271	-0.0381***	0.00828	-0.04570***	0.00428
Part.demons.	-0.07922***	0.00986	-0.05220***	0.00494	-0.0615206***	0.007296	-0.0679***	0.01201	-0.03968***	0.00627
Ideology	-0.00091	0.00074	-0.00042	0.00070	-0.0013772	0.000862	-0.0048***	0.00082	-0.00277**	0.00098
Sat.f.eco	0.00167	0.00097	-0.00639***	0.00105	-0.0071730***	0.000976	-0.0083***	0.00146	-0.00279*	0.00109
Sat.f.government	-0.01681***	0.00105	-0.01094***	0.00103	-0.0131720***	0.000979	-0.0193***	0.00137	-0.01825***	0.00110
Sat.f.democracy	-0.02067***	0.00097	-0.01584***	0.00086	-0.0165936***	0.000832	-0.0111***	0.00120	-0.01381***	0.00097
Eurosceptic	-0.00882***	0.00067	-0.00684***	0.00064	-0.0076968***	0.000661	-0.0015	0.00075	-0.00605***	0.00076
<b>Random effects</b>										
Var (period)	0.0258***	0.00166	0.00237***	0.00151	0.0031211***	0.001997	0.0031***	0.00203	0.00578***	0.00369
Var (cohorts)	0.00005***	0.00004	0.00007***	0.00004	0.00000003	0.000004	2.77E-06	0.00002	0.00005***	0.00004
Var (residual)	0.01729***	0.00026	0.01958***	0.00031	0.0196992***	0.000304	0.0195***	0.00038	0.02258***	0.00036
ICC	13.24000		11.13000		13.68000000		14.0400		20.57000	
VPC cohorts	0.26000		0.34000		0.00000000		0.0100		0.22000	
VPC periods	12.98000		10.79000		13.68000000		14.0200		20.36000	
N Level 1	8,484,00000		7,746,00000		8,389,00000000		5,069,00000		7,633,00000	
N Level 2: cohorts	17,00000		17,00000		17,00000000		17,00000		17,00000	
N Nivel 2: periods	6,00000		6,00000		6,00000000		6,00000		6,00000	
Log Likelihood	5,152,43390		4,220,34230		4,555,0531000		2,763,2258		3,614,30930	
Wald Chi <sup>2</sup>	4,030,60000		3,789,34000		4,354,4000000		2,550,9200		2,715,97000	
Null and conditional com- parison models	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond
AIC	-9,133,63606	-10,274,86786	-7,084,20148	-8,410,68461	-7,502,3475900	-9,080,106160	-5,576,6367	-5,496,45160	-6,788,41347	-7,198,61855
BIC	-9,104,11100	-10,168,17880	-7,054,97488	-8,306,36063	-7,472,6564400	-8,974,586010	-5,548,3208	-5,398,48811	-6,758,87192	-7,094,51501

Note: \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001.

Source: Author's own creation.

TABLE 3.3. Cross-classified model in cohorts and years by country

	NL		NO		PL		PT		SE		SI	
	Variable predictor model		Variable predictor model		Variable predictor model		Variable predictor model		Variable predictor model		Variable predictor model	
	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.	Coef.	e.
<b>Fixed effects</b>												
Constant	0.9000***	0.0203	0.9501***	0.0130	0.9499***	0.0172	0.8676***	0.0340	0.8918***	0.0405	0.9488***	0.0277
Age	0.0001	0.0001	-0.0010***	0.0001	-0.0005**	0.0002	0.0003*	0.0001	-0.0003**	0.0001	-0.0006***	0.0002
Sex	-0.0391***	0.0028	-0.0341***	0.0032	-0.0399***	0.0036	-0.0358***	0.0041	-0.0355***	0.0033	-0.0339***	0.0041
Studies	-0.0208***	0.0008	-0.0279***	0.0010	-0.0199***	0.0012	-0.0193***	0.0013	-0.0316***	0.0016	-0.0249***	0.0016
Vote	-0.0736***	0.0040	-0.0533***	0.0049	-0.0342***	0.0042	-0.0424***	0.0050	-0.0662***	0.0063	-0.0505***	0.0051
Part. sign	-0.0209***	0.0033	-0.0175***	0.0034	-0.0566***	0.0059	-0.0493***	0.0071	-0.0152***	0.0034	-0.0429***	0.0062
Part. demons.	-0.0327***	0.0079	-0.0382***	0.0056	-0.0605***	0.0107	-0.0641***	0.0094	-0.0639***	0.0063	-0.0254*	0.0116
Ideology	0.0020**	0.0007	0.0058***	0.0008	-0.0011	0.0008	0.0048***	0.0009	0.0031***	0.0008	0.0021*	0.0009
Sat.f.eco	-0.0018	0.0010	-0.0069***	0.0009	-0.0046***	0.0011	-0.0078***	0.0013	-0.0047***	0.0010	-0.0061***	0.0012
Sat.f.govern.	-0.0215***	0.0010	-0.0106***	0.0009	-0.0184***	0.0010	-0.0148***	0.0013	-0.0108***	0.0010	-0.0112***	0.0012
Sat.f.democracy	-0.0171***	0.0010	-0.0200***	0.0010	-0.0064***	0.0010	-0.0172***	0.0011	-0.0225***	0.0009	-0.0163***	0.0012
Euroscaptic	-0.0050***	0.0006	-0.0031***	0.0007	-0.0045***	0.0007	-0.0052***	0.0008	-0.0092***	0.0008	-0.0041***	0.0009
<b>Random effects</b>												
Var (period)	0.0016***	0.0010	0.0002***	0.0001	0.0007***	0.0006	0.0052***	0.0033	0.0077***	0.0049	0.0029***	0.0019
Var (cohorts)	0.0001***	0.0000	0.0001***	0.0000	0.0001***	0.0001	0.0000***	0.0000	0.0000***	0.0000	0.0001***	0.0001
Var (residual)	0.0150***	0.0002	0.0161***	0.0003	0.0172***	0.0003	0.0214***	0.0004	0.0188***	0.0003	0.0174***	0.0004
ICC	9.8400		1.4900		4.4900		19.5600		28.9400		14.7300	
VPC cohorts	0.3500		0.3400		0.4700		0.0900		0.0300		0.4000	
VPC periods	9.4900		1.1500		4.0300		19.4700		28.9000		14.3300	
N Level 1	7,811.0000		6,730.0000		5,553.0000		5,241.0000		6,953.0000		4,207.0000	
N Level 2: cohorts	17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000		17.0000	
N Level 2: periods	6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000		6.0000	
Log Likelihood	5,302.0615		4,328.9685		3,377.7234		2,627.5243		3,929.4452		2,532.6896	
Wald Chi²	5,555.5300		3,620.0200		2,189.2900		2,235.5000		3,243.8300		1,839.9900	
Comparison models	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond	modelnull	modelcond
AIC	-8,472.46513	-10,574.1200	-8,022.3352	-8,627.9400	-8,016.9570	-6,725.4468	-5,903.8331	-5,225.0486	-7,134.3091	-7,828.8904	-5,961.8504	-5,035.3791
BIC	-8,443.19625	-10,469.6700	-7,993.5393	-8,525.7200	-7,988.2939	-6,626.1154	-5,875.0709	-5,126.5846	-7,105.2525	-7,726.1864	-5,934.1063	-4,940.2115

Note: \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001.

Source: Author's own creation.

Table 3.2 also reveals that, in addition to Ireland, Great Britain notably increased its period effect once controlling for the dependent variable with the explanatory variables. Once again, almost all of the explanatory variables are significant, except for ideological scale, which was only significant in Hungary and Ireland. Special note should be made of the unique characteristics of the Finnish case. In Finland, although the situation is significant in explaining the disaffection, the economic context variables are not found to be significant. This was also observed in Holland.

Finally, Table 3.3 reveals country trends that are similar to those observed previously, except for Norway. This country has the lowest period effect of the entire sample. There appears to be a clear explanation for this more structural nature of disaffection in this country: of all of the introduced variables, the highest coefficients are found for variables related to the society's structural components, such as sex, level of studies or trends in political participation, especially conventional political participation and strikes.

To summarize, in comparing disaffection in Spain with that of other European countries, we find that the Spanish case is not unique, but rather, it is quite similar to those of other countries. Disaffection in European countries is clearly a circumstantial attitude, with the exceptions of Norway and Switzerland.

Certainly, there are substantive changes in the intra-class coefficients and in the corresponding period and cohort effects, with a notable increase in the percentages of the former. Along with the information criteria shown, this requires us to be very cautious with the results of these criteria which adjust poorly with respect to the null models and those introducing the age effect.

## CONCLUSIONS

This analysis offers a comparison between Spain and other European countries, to determine if the changing nature of political

disaffection occurring in this country is an isolated case, or if it is a generality affecting Europe as a whole.

To examine these issues, a model of age, cohorts and period are used, to determine the role played by these factors in the evolution of disaffection attitudes. The importance of this issue lies in the fact that if in fact disaffection is not a structural issue, based on the country's democratic past and individual experiences lived, but rather, is based on the events currently taking place in the country's social, economic and political life, this may not only have major theoretical implications, but it may also be relevant in determining the probabilities that these levels will improve or worsen in the future, using predictor analyses. This may permit the study and perhaps, the mitigation of the consequences of this political disaffection, such as increasing populism, the dire perception of politicians or the negative perception of democracy.

The results suggest the existence of differential political disaffection amongst the countries, with the proportion of due (or attributable) variation per year being greater than that caused by the distinct generational cohort effects. The hierarchical analysis has revealed the existence of situational political disaffection for the majority of the European countries, except for Norway and a minor period weight for the United Kingdom, Sweden and Switzerland, as well as Portugal, in which, until introducing the life cycle effect, revealed a greater cohort effect.

Subsequent analysis has clarified some of the specific details leading to the *a priori* questioning of Mediterranean and southern country differentiation with regard to disaffection; according to this, Spain, Portugal, Italy and Greece have a low level of institutional trust and null interest in politics (Torcal, 2016b). Introducing the explanatory variables and based on the models presented in Tables 2, 3 and 4, it is evident that, in addition to a reduction in residual variance and a positive and significant impact of the same on disaf-

fection, the period effect and thus, the importance of circumstances on the creation of disaffection, is greater than the other effects. This highlights the variable nature of political disaffection in European countries (with the exceptions of Switzerland and Norway).

This raises doubts as to the idea that disaffection is the result of a long process of cultural accumulation; a stable attitude (Montero, Gunther and Torcal, 1998: 41; Putnam, 2011; Torcal, 2006, 2016a), corroborating the idea that disaffection is a changing attitude influenced mainly by political, economic and social situations in European countries.

Obviously, we cannot assume that the political past is irrelevant to political disaffection. To the contrary, it has a structural component at differential levels between countries, although, with the exception of a few countries, context<sup>9</sup> appears to be the determinant factor according to our analysis. Does this mean that experiencing the crisis will not have a future effect on the generations that have lived through this period of major economic instability? Will the crisis and the mechanisms implemented for its improvement once again lead to social disaffection? In light of our results, what will be the effects of the recent global crisis caused by the COVID-19 pandemic on citizen's attitudes towards the political system? Only future analyses will reveal the impact of the new scenario on political disaffection.

## BIBLIOGRAPHY

Almond, Gabriel and Verba, Sidney (1970). *La cultura cívica: estudio sobre la participación política democrática en cinco naciones*. Madrid: Euramérica.

<sup>9</sup> In fact, a technical and methodological issue arises. The issue is theoretical for two reasons: those based on structural factors and those related to situational conditions. And it is methodological due to the need for a construct for the study of political disaffection.

Almond, Gabriel and Verba, Sidney (1989). *The Civic Culture Revisited*. California: SAGE Publications.

Cassel, Carol A. (1993). "A Test of Converse's Theory of Party Support". *The Journal of Politics*, 55(3): 664-681. doi: 10.2307/2131993

Di Palma, Giuseppe (1970). *Apathy and Participation: Mass Politics in Western Societies*. New York: The Free Press. Macmillan Company.

Eckstein, Harry (1988). "A Culturalist Theory of Political Change". *The American Political Science Review*, 82(3): 789-804.

Erkel, Patrick van and Meer, Tom 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. doi: 10.1111/1475-6765.12115

Fuchs, Dieter (1999). "The Democratic Culture of Unified Germany". In: Norris, P. (ed.). *Critical Citizens: Global Support for Democratic Governance*. Oxford: Oxford University Press.

Galais, Carolina (2012). "Edad, cohortes o período. Desenredando las causas del desinterés político en España". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 139(3): 85-110. doi: 10.5477/cis/reis.139.85

Henn, Matt; Weinstein, Mark and Wring, Dominic (2002). "A Generation Apart? Youth and Political Participation in Britain". *The British Journal of Politics and International Relations*, 4(2): 167-192. doi: 10.1111/1467-856X.t01-1-00001

Hooghe, Marc; Marien, Sofie and Oser, Jennifer (2017). "Great Expectations: The Effect of Democratic Ideals on Political Trust in European Democracies". *Contemporary Politics*, 23(2): 214-230. doi: 10.1080/13569775.2016.1210875

Inglehart, Ronald (1991). *El cambio cultural en las sociedades industriales avanzadas*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.

Inglehart, Ronald (1998). *Modernización y posmodernización: el cambio cultural, económico y político en 43 sociedades*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.

Inglehart, Ronald and Welzel, Christian (2006). *Modernización, cambio cultural y democracia: la secuencia del desarrollo humano*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.

- Kreft, Ita and Leeuw, Jan de (1998). *Introducing Multilevel Modeling*. California: SAGE Publications.
- Lara Hormigo, Antonio (2014). *Introducción a las Ecuaciones Estructurales en AMOS y R. Guía de Referencia*, 72.
- Listhaug, Ola (2006). "Political Disaffection and Political Performance. Norway, 1957-2001". In: Torcal, M. and Montero, J. R. (eds.). *Political Disaffection in Contemporary Democracies. Social Capital, Institutions and Politics*. London: Routledge.
- Lorente Fontaneda, Javier and Sánchez-Vitores, Irene (2018). "Disaffection at the Ballot Box: The 2015 General Election in Spain"/"La desafección en las urnas: las elecciones generales de 2015 en España". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 161(1): 41-62. doi: 10.5477/cis/reis.161.41
- Magalhães, Pedro (2005). "Disaffected Democrats: Political Attitudes and Political Action in Portugal". *West European Politics*, 28(5): 973-991. doi: 10.1080/01402380500310626
- Mariën, Sofie (2011). "Measuring Political Trust across Time and Space". In: Hooghe, M. and Zmerli, S. (eds.). *Political Trust. Why Context Matters*. Colchester: ECPR Press.
- Meer, Tom W. G. van der (2017). "Democratic Input, Macroeconomic Output and Political Trust". In: Zmerli, S. and Meer, T. van der (eds.). *Handbook on Political Trust*. Northampton, Massachusetts: Edward Elgar Publishing.
- Megías, Adrián (2020). "Changes in the Nature of a Decade-long Crisis of Disaffection"/"Una década de crisis desafección: los cambios en su naturaleza". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 169(1): 103-122. doi: 10.5477/cis/reis.169.103
- Mishler, William and Rose, Richard (2001). "What are the Origins of Political Trust? Testing Institutional and Cultural Theories in Post-communist Societies". *Comparative Political Studies*, 34(1): 30-62. doi: 10.1177/0010414001034001002
- Montero, Jose R.; Gunther, Richard and Torcal, Mariano (1998). "Actitudes hacia la democracia en España: legitimidad, descontento y desafección". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 83(3): 9-49.
- Offe, Claus (2006). "Political Dissaffection as an Outcome of Institutional Practices? Some post-Toquevillean Speculations". In: Torcal, M. and Montero, J. R. (eds.). *Political Disaffection in Contemporary Democracies. Social Capital, Institutions, and Politics*. London: Routledge Research in Comparative Politics.
- Palacios Brihuega, Irene (2016). *Los españoles y la calidad de la democracia*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Polavieja, Javier (2013). "Economic Crisis, Political Legitimacy, and Social Cohesion". In: Gallie, D. (ed.). *Economic Crisis, Quality of Work and Social Integration. The European Experience*. Oxford: Oxford University Press.
- Putnam, Robert (2011). *Para que la democracia funcione: las tradiciones cívicas en la Italia moderna*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Sampedro, Víctor and Lobera, Josep (2014). "The Spanish 15-M Movement: A Consensual Dissent?". *Journal of Spanish Cultural Studies*, 15(1-2): 61-80. doi: 10.1080/14636204.2014.938466
- Torcal, Mariano (2003). "Political Disaffection and Democratization History in New Democracies". *Working Paper, Kellogg Institute*, octubre de 2003. doi: 10.1080/0790718042000336154
- Torcal, Mariano (2006). "Desafección institucional e historia democrática en las nuevas democracias". *Revista SAAP*, 2(3): 591-634.
- Torcal, Mariano (2014). "The Decline of Political Trust in Spain and Portugal: Economic Performance or Political Responsiveness?". *American Behavioral Scientist*, 58(12, SI): 1542-1567. doi: 10.1177/0002764214534662
- Torcal, Mariano (2016a). "Desafección política en España en una perspectiva comparada". In: Llera, F. J. (ed.). *Desafección política y regeneración democrática en la España actual: diagnósticos y propuestas*. Madrid: Centro de Estudios Políticos y Constitucionales.
- Torcal, Mariano (2016b). "Political Trust in Western and Southern Europe". In: Zmerli, S. and Meer, T. van der (eds.). *Handbook on Political Trust*. Northampton, Massachusetts: Edward Elgar Publishing. doi: 10.1007/978-90-481-8531-3\_25
- Torcal, Mariano and Montero, José R. (2006). *Political Disaffection in Contemporary Democracies: Social Capital, Institutions and Politics*. Routledge Research in Comparative Politics.
- Torcal, Mariano and Magalhães, Pedro (2010). "Cultura política en el sur de Europa: un estudio comparado en busca de su excepcionalismo". In: Torcal, M. (ed.). *La ciudadanía europea en el siglo XXI: estudio comparado de sus actitudes, opinión pública y comportamiento políticos*. Madrid: CIS.

- Torcal, Mariano; Pérez-Nievas, Santiago and Morales, Laura (2005). *España: sociedad y política en perspectiva comparada: un análisis de la primera ola de la Encuesta Social Europea*. Madrid: Tirant lo Blanch.
- Yang, Yang; Fu, Wenjiang J. and Land, Kenneth (2004). "A Methodological Comparison of Age-period-cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models". *Sociological Methodology*, 34(1): 75-110. doi: 10.1111/j.0081-1750.2004.00148.x
- Yang, Yang and Land, Kenneth (2008). "Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys Fixed or Random Effects?". *Sociological Methods & Research*, 36(10). doi: 10.1177/0049124106292360

**RECEPTION:** November 26, 2020

**REVIEW:** March 8, 2021

**ACCEPTANCE:** July 29, 2021

## APPENDIX

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

	Year of birth	Year of socialization	Relevant political 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 and Autarchic period
Cohort 4	1945-1954	1960-1969	Developmentalism
Cohort 5	1955-1964	1970-1979	Opening, Democratic transition
Cohort 6	1965-1974	1980-1989	Democratic Development and Consolidation
Cohort 7	1975-1984	1990-1999	Development of Welfare State and Economic Growth
Cohort 8	1985-1994	2000-2009	Euro, Economic Bonanza years 2000, 2004 Terrorist Attacks, Economic Crisis, Political corruption
Cohort 9	1995-2004	2010-2019	Economic crisis, Political corruption, 15M

Source: Author's own creation.

**TABLE 3.** *Compared political indifference 2002-2016*

	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	Country avg.
Belgium	0.54	0.55	0.53	0.55	—	—	0.59	0.64	0.57
Switzerland	0.46	0.48	0.48	0.47	—	—	0.47	0.53	0.48
Germany	0.44	0.48	0.48	0.46	—	—	0.46	0.49	0.47
Spain	0.65	0.61	0.62	0.62	—	—	0.60	0.66	0.63
Finland	0.57	0.57	0.56	0.54	—	—	0.50	0.57	0.55
France	0.57	0.59	0.5	0.47	—	—	0.56	0.62	0.55
United Kingdom	0.53	0.56	0.54	0.51	—	—	0.53	0.57	0.54
Hungary	0.52	0.56	0.55	0.58	—	—	0.72	0.70	0.61
Ireland	0.54	0.52	0.52	0.51	—	—	0.61	0.64	0.56
Netherlands	0.46	0.49	0.48	0.47	—	—	0.54	0.60	0.51
Norway	0.49	0.49	0.49	0.49	—	—	0.48	0.52	0.49
Poland	0.56	0.58	0.58	0.56	—	—	0.65	0.67	0.60
Portugal	0.60	0.63	0.64	0.63	—	—	0.66	0.67	0.64
Sweden	0.48	0.48	0.45	0.47	—	—	0.45	0.51	0.47
Slovenia	0.55	0.55	0.55	0.52	—	—	0.65	0.68	0.58
Mean of year	0.53	0.54	0.53	0.52	—	—	0.56	0.60	

Source: Author's own creation based on data from the ESS.



**TABLE 4.** *Compared institutional disaffection 2002-2016*

	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	Country avg.
Belgium	0.54	0.55	0.53	0.57	0.58	0.53	0.61	0.64	0.57
Switzerland	0.47	0.49	0.47	0.47	0.46	0.43	0.45	0.46	0.46
Germany	0.61	0.63	0.64	0.60	0.63	0.58	0.58	0.56	0.60
Spain	0.58	0.56	0.57	0.58	0.65	0.73	0.73	0.73	0.64
Finland	0.47	0.46	0.45	0.46	0.51	0.46	0.56	0.56	0.49
France	0.59	0.61	0.62	0.60	0.63	0.63	0.68	0.71	0.63
United Kingdom	0.58	0.61	0.62	0.61	0.63	0.61	0.64	0.62	0.62
Hungary	0.56	0.68	0.70	0.77	0.63	0.64	0.73	0.68	0.67
Ireland	0.59	0.56	0.57	0.65	0.67	0.67	0.67	0.66	0.63
Netherlands	0.50	0.54	0.48	0.47	0.47	0.49	0.54	0.55	0.51
Norway	0.49	0.52	0.50	0.48	0.45	0.43	0.45	0.47	0.47
Poland	0.69	0.78	0.76	0.74	0.70	0.74	0.73	0.73	0.73
Portugal	0.64	0.71	0.68	0.70	0.75	0.78	0.73	0.71	0.71
Sweden	0.47	0.52	0.50	0.48	0.43	0.47	0.48	0.55	0.49
Slovenia	0.65	0.64	0.63	0.61	0.74	0.74	0.80	0.76	0.70
Mean of year	0.56	0.59	0.58	0.59	0.60	0.60	0.63	0.63	

Source: Author's own creation based on data from the ESS.