

La ideología liberal y la participación electoral en España (2010-2020): el comportamiento diferencial del votante liberal

*Liberal ideology and voter turnout in Spain (2010-2020):
The differential behavior of liberal voters*

IRUNE ARIÑO LANGARITA

Universidad Francisco Marroquín (Guatemala)

NATALIA MARTÍN FUENTES

Universidad de Málaga

EDUARDO FERNÁNDEZ LUIÑA

Universidad Francisco Marroquín (Guatemala)

Cómo citar/Citation

Ariño Langarita, I., Martín Fuentes, N. y Fernández Luiña, E. (2023). La ideología liberal y la participación electoral en España (2010-2020): el comportamiento diferencial del votante liberal. *Revista Española de Ciencia Política*, 61, 65-91.
Doi: <https://doi.org/10.21308/recp.61.03>

Resumen

El presente artículo realiza una primera aproximación a la participación electoral de los liberales en España. Utilizando los barómetros mensuales del CIS, y tomando como período de referencia la década 2010-2020, analizamos si la ideología liberal ha influido en la participación electoral. Además de la ideología, los análisis de regresión logística empleados incluyen otros aspectos socioeconómicos, actitudinales y coyunturales como variables de control. Los resultados muestran que los electores liberales presentan una menor participación electoral, lo que se atribuye directamente a su adscripción ideológica. Para las elecciones estudiadas, este comportamiento diferencial asociado a la ideología liberal se mantiene de forma robusta aun incluyendo en el modelo la autoubicación en el eje izquierda-derecha, que ha sido la métrica tradicionalmente utilizada para aproximar el efecto de la ideología. Este mayor abstencionismo asociado a la ideología liberal no parece explicarse íntegramente por la mayor desconfianza en las instituciones políticas que estos electores tienden a presentar.

Palabras clave: participación electoral, elecciones, ideología, liberalismo.

Abstract

This article makes a first approximation to the electoral participation of liberals in Spain. Using the CIS monthly barometers and covering the period of a decade from 2010 to 2020, we analyze whether liberal ideology has influenced electoral participation. The logistic regression analyses employed include ideology in addition to other socioeconomic, attitudinal and conjunctural aspects as control variables. The results show that liberal voters have a lower electoral participation that is directly attributed to their ideological affiliation. For the elections studied, the differential behavior associated with liberal ideology is robustly maintained even after the self-placement on the left-right axis—namely, the metric traditionally used to approximate the effect of ideology—is included in the model. This greater abstentionism associated with liberal ideology does not seem to be entirely explained by the greater distrust in political institutions that these voters tend to show.

Keywords: electoral participation, elections, ideology, liberalism.

INTRODUCCIÓN

En España, el análisis de los factores que explican la participación electoral de los ciudadanos se ha centrado en el estudio de los recursos socioeconómicos individuales (Font, 1992; Justel, 1994; Torcal y Chhibber, 1995; Echeverría, 1998; Boix y Riba, 2000; Barreiro, 2001; Castellanos *et al.*, 2002; Montero *et al.*, 2007), las actitudes hacia la política (Del Castillo, 1990; Font, 1992; 1995; Justel, 1994; Barreiro, 2001, 2002; Anduiza y Bosch, 2004; Montero *et al.*, 2007; Lago y Montero, 2010) y el papel de variables contextuales (Boix y Riba, 2000; Barreiro, 2001).

Una de las variables actitudinales más comunes en los estudios de participación política es la ideología, siendo la ubicación de los ciudadanos en el eje izquierda-derecha la variable utilizada para capturar su efecto. Aunque pocos autores han llevado a cabo un análisis exhaustivo de este fenómeno, históricamente los análisis señalan una abstención mayor entre los votantes de izquierdas (Justel, 1994; Font, 1995; Castellanos *et al.*, 2002; Barreiro, 2002). No obstante, algunos estudios de inicios de siglo empezaron a apuntar hacia una pérdida de capacidad explicativa de esta variable (Boix y Riba, 2000; Lago y Montero, 2010).

A la luz de los resultados tan dispares, y teniendo en cuenta que puede que existan manifestaciones ideológicas que no queden bien recogidas por el continuo izquierda-derecha, planteamos la necesidad de explorar otras métricas como la identificación con una familia ideológica para complementar la literatura existente. Este puede ser el caso del liberalismo como ideología política. En España, de acuerdo con los barómetros mensuales del Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS) de la década de 2010 a 2020, el liberalismo ha demostrado ser una ideología relevante. Se sitúa entre las cuatro corrientes con mayor número de adeptos. Por este motivo, resulta de interés explicar su participación en las elecciones, analizar si existe un comportamiento diferencial y reflexionar sobre qué factores podrían explicarlo.

La aportación de este trabajo complementa los análisis realizados hasta la fecha sobre los efectos de la ideología en la participación electoral empleando una variable adicional para la medición del factor ideológico: la familia ideológica. Esta investigación persigue discernir si las variables socioeconómicas comúnmente utilizadas en la literatura sobre participación electoral, junto con las relacionadas con la actitud hacia la política y otras coyunturales, permiten explicar de forma íntegra la participación del votante liberal. Los modelos estimados sugieren que existe una menor participación del votante liberal no explicada por estas variables y que puede atribuirse a otras características propias de la ideología liberal no recogidas en los factores estudiados hasta el momento.

Para ello, dedicamos el primer apartado tras esta introducción a revisar la producción intelectual más relevante, con objeto de clarificar los factores que la literatura académica ha señalado como determinantes de la participación electoral. A continuación, presentamos los datos de los barómetros mensuales publicados por el CIS en la última década —que son la base de nuestro análisis—, así como la metodología utilizada para responder a nuestra pregunta de investigación. Posteriormente, ahondamos en las características de los liberales en España y de las dinámicas que podrían explicar su menor voto. En el quinto epígrafe analizamos los resultados. El artículo finaliza con un espacio dedicado a las conclusiones a modo de recapitulación y a la discusión para futuras investigaciones.

PARTICIPACIÓN ELECTORAL E IDEOLOGÍA POLÍTICA

La participación electoral es una acción voluntaria que tiene ciertos costes asociados: aquellos relacionados con la información necesaria para votar (información sobre las opciones políticas disponibles, sobre las reglas y el funcionamiento de la votación), además de los costes de oportunidad asociados al acto de votar. Como sugieren los proponentes del modelo de voluntarismo cívico, los individuos participan en política porque disponen de recursos o porque se encuentran dentro de las redes de reclutamiento político (Verba *et al.*, 1995). Siguiendo este modelo, se diferencian los factores estructurales, los recursos y actitudes individuales.

La literatura centrada en el análisis individual de la participación electoral ha identificado diversas variables de interés, cuya importancia en el aumento o disminución de estos costes parece haber fluctuado a lo largo del tiempo.

Los determinantes de la participación electoral identificados por la literatura comparada

Históricamente, el sexo ha resultado crucial en las investigaciones sobre participación electoral. Tradicionalmente, debido a las diferencias derivadas del tardío acceso de la mujer al sufragio, la evidencia indicaba una participación superior por parte de los hombres (Campbell *et al.*, 1960). Con el paso del tiempo, esta variable parece

haber perdido capacidad explicativa, especialmente cuando se tienen en cuenta factores como la edad o el nivel de estudios (Justel, 1994). Investigaciones más recientes refuerzan esta homogeneización en los niveles de participación de hombres y mujeres (Castellanos *et al.*, 2002).

La edad proporciona madurez, experiencia y vínculos sociales, unas habilidades que facilitan la comprensión del funcionamiento del sistema político y la participación en el mismo (Campbell *et al.*, 1960; Wolfinger y Rosenstone, 1980). La relación entre esta variable y la participación electoral suele ser curvilínea, puesto que traduce efectos de ciclo vital (Milbrath, 1965; Strate *et al.*, 1989). Los mayores porcentajes de abstención corresponden a las cohortes de electores más jóvenes y a las de más edad. En España, Justel (1994) señala un efecto negativo y curvilíneo para el período entre 1977 y 1993. Más recientemente, Boix y Riba (2000) y Pallarés *et al.*, (2007) corroboran que sigue siendo un elemento significativo en la predicción de la participación electoral.

Un nivel educativo alto proporciona información y una serie de habilidades cognitivas útiles para la participación política (Wolfinger y Rosenstone, 1980; Verba *et al.*, 1995). Si bien parte de la literatura sobre participación electoral ha identificado la educación como el recurso individual más relevante para determinar la probabilidad de voto (Smets y van Ham, 2013), los análisis empíricos realizados en España no permiten sacar esas conclusiones. Justel (1994) señala que existe una variación en el efecto de esta variable en función del tipo de elección y el nivel medio de participación alcanzado en cada una. El análisis de Boix y Riba (2000) encuentra un efecto significativo pero débil del nivel de estudios, con la excepción del período comprendido entre 1982 y 1989.

Una mejor dotación de recursos materiales disminuye los costes de participar, facilitando el acceso a la información necesaria (Wolfinger y Rosenstone, 1980). Para analizar el poder explicativo de la situación económica personal, la literatura utiliza el nivel de renta individual o familiar o, en su defecto, la clase social. Respecto del primer indicador, Castellanos *et al.* (2002) constatan que los individuos con rentas más bajas son menos propensos a votar que aquellos con mayores ingresos familiares. Algunos estudios también prestan atención a la posición relativa de un individuo con respecto a sus pares, incluyendo en sus análisis la clase social. El análisis realizado por Font (1992) utiliza variables agregadas para analizar la participación electoral en las áreas metropolitanas de Barcelona y Madrid. Esta investigación muestra una clara coincidencia entre escasa presencia de clases altas y baja participación. Sin embargo, señala que cuando un individuo de clase trabajadora reside en un municipio donde la clase social a la que pertenece es mayoritaria, su posibilidad de participar aumenta. El análisis individual realizado por Torcal y Chibber (1995) encuentra que la clase social tiene un efecto significativo y positivo en la probabilidad de acudir a las urnas.

Por último, tener un trabajo proporciona estabilidad y un entorno para la socialización que expone a las personas a formas de participación cívica y política, así como a normas y presiones sociales que favorecen la participación electoral (Verba *et al.*, 1995). Por el contrario, una mala situación laboral centra la atención de los individuos en sus propios problemas económicos (Brody y Sniderman, 1977), elevando el coste

de oportunidad de votar (Rosenstone, 1982). Los resultados para España respaldan esta hipótesis. Boix y Riba (2000) han encontrado que, aunque tener trabajo tiene un efecto negativo en la probabilidad de abstenerse, este efecto es reducido y solo significativo para el período entre 1982 y 1989. Análisis más recientes han señalado un efecto más robusto (Caínzos y Voces, 2015).

El voto está directamente determinado por las actitudes del elector hacia los candidatos, las políticas y los vínculos entre partidos y grupos sociales (Campbell *et al.*, 1960). Estas actitudes están moldeadas a su vez por la identificación partidista, pues una orientación afectiva, duradera y estable de apoyo a un partido político genera una mayor predisposición a votarle (Ortega y Montabes 2011). Asimismo, identificarse con un partido simplifica el acceso y el análisis de la información política necesaria para votar.

En Europa, con unos sistemas políticos más tendentes al multipartidismo que al bipartidismo, la identificación partidista se ha mostrado menos útil para explicar el comportamiento de los electores que en el caso norteamericano (Butler y Stokes, 1969; Borre y Katz, 1973). En ese contexto, España destaca por una identificación partidista débil (Barnes *et al.*, 1985; Del Castillo, 1990; Torcal y Medina, 2004), sobre todo en términos comparados (Retortillo, 1995), aunque creciente (Freire, 2006). Del Castillo (1990) destaca que esta variable presenta un comportamiento similar a la intención de voto. Una posible explicación es que ambas estén midiendo una misma actitud: la preferencia partidista en un momento dado.

A su vez, la confianza institucional muestra la percepción ciudadana sobre su sistema político, que está relacionado con las expectativas normativas que tienen hacia instituciones tales como el Gobierno, el Parlamento o los partidos políticos (Hetherington, 2005). Si bien existe debate sobre la mejor forma de medir la confianza institucional y su impacto en la participación electoral, encontramos evidencia que sostiene que los bajos niveles de confianza en las instituciones de la democracia pueden llevar a los ciudadanos a una menor participación electoral (Hetherington, 1998; Grönlund y Stälä, 2007; Deskalopoulou, 2020).

La literatura sugiere que la integración social hace a un individuo más propenso a la participación (Campbell *et al.*, 1960; Rosenstone y Hansen, 1993; Boix y Riba, 2000). Las relaciones sociales son una fuente importante de información. Además, el contacto con otras personas puede constituir una fuente de presión, ya sea porque algunos traten de convencer al resto del grupo para que adopten determinado curso de acción (como votar) o porque les hagan sentirse mal si no lo hacen. Campbell *et al.*, (1960) indica que el móvil más importante para votar de aquellos que muestran una baja motivación es la influencia interpersonal. Esta es especialmente importante en el ámbito familiar; por eso, es esperable que las personas casadas sean más proclives a votar que las solteras, tal y como concluye la literatura disponible (Wolfinger y Rosenstone, 1980; Wolfinger y Wolfinger, 2008). Otros autores (Justel, 1994) han apuntado que entre individuos casados la percepción del voto como norma social es más frecuente. Análisis posteriores realizados en España también han corroborado esta relación (Barreiro, 2001).

Por último, existe una fuerte relación positiva entre la participación electoral y el nivel de religiosidad (Rosenstone y Hansen, 1993; Verba *et al.*, 1995). La práctica religiosa, así como la asistencia a la iglesia, está asociada con el desarrollo de ciertas habilidades cívicas (Verba *et al.*, 1995). Las personas religiosas suelen tomar menos en cuenta los costes asociados al voto y presentan una mayor probabilidad de considerarlo un deber (Mata, 2013). En España, las personas que se declaran creyentes votan más que las que no lo hacen y, a su vez, entre las personas que se declaran religiosas, la probabilidad de votar es superior entre los católicos (Castellanos *et al.*, 2002). Además, entre las personas religiosas, la frecuencia de la práctica religiosa y la implicación en redes de relación y socialización católicas parece tener un efecto positivo (Pallarés *et al.*, 2007).

La literatura especializada ha demostrado que existen factores políticos coyunturales que miden la predisposición de los ciudadanos hacia la política, tales como la valoración del Gobierno, la valoración del líder de la oposición y la satisfacción global con la situación política y económica. Barreiro (2001) señala que una valoración positiva de la situación política y de la labor de la oposición tuvo un efecto positivo muy significativo sobre la probabilidad de participar en las elecciones generales del año 2000.

En último término, pese a que la literatura internacional ha señalado que la relación entre el tamaño del hábitat y la abstención era débil (Milbrath, 1981), la evidencia disponible hasta el momento en España muestra que se abstienen más los individuos que viven en municipios grandes (Justel, 1994; Boix y Riba, 2000; Castellanos *et al.*, 2002).

La identificación ideológica como variable explicativa de la participación electoral

En España, la ideología ha sido habitualmente señalada como el principal mecanismo de anclaje del voto (Torcal y Medina, 2002). Esto es, ante la ausencia de información suficiente, la ideología actúa de filtro a la hora de escoger el partido al que votar. Los trabajos que analizan la capacidad explicativa de la ideología como factor determinante de la participación electoral señalan que existe una relación positiva entre la capacidad de autoubicarse ideológicamente, con independencia de cuál sea la ideología que se declare, y la probabilidad de acudir a las urnas (Font, 1992; Justel, 1994; Barreiro, 2001; Anduiza y Bosch, 2004). Con base en esto, los individuos más desideologizados serían más proclives a quedarse en casa.

Tradicionalmente, se ha utilizado la autoubicación en el espectro izquierda-derecha como variable para medir la identificación con una ideología. Esto tiene sentido en la medida en que situarse en la escala izquierda-derecha se considera la manifestación ideológica más relevante de la ubicación del individuo en el entramado social y de valores, así como de sus orientaciones e identidad política y la que mejor estructura la competición política en Europa Occidental (Inglehart y Klingemann, 1976; Franklin *et al.*, 1992). Si nos fijamos en las diferencias en la participación electoral de los ciudadanos que declaran tener distintas ideologías, la literatura presenta una mayor abstención en los individuos

de izquierdas (Justel, 1994; Font, 1995; Castellanos *et al.*, 2002; Barreiro, 2002). No obstante, a inicios de siglo varios autores han señalado la pérdida de capacidad explicativa de esta variable. Por una parte, Boix y Riba (2000) muestra que ser de izquierdas o de derechas no habría tenido ningún efecto estadísticamente significativo en la probabilidad de abstenerse en las elecciones entre 1982 y 1996. Por otra, Lago y Montero (2010) han puesto en duda la tesis que sostiene que la abstención es eminentemente un fenómeno de izquierdas, pues esto depende la interacción de esta variable con otros factores, tales como el partido que gobierna. Según otros autores (Giddens, 1994; Knutsen, 1998), la diada izquierda-derecha puede haber perdido parte de su capacidad para recoger la complejidad ideológica actual. A su vez, esta variable puede resultar insuficiente a la hora de capturar las características ideológicas de los ciudadanos liberales (Feldman y Johnston, 2014), pues comparten posiciones defendidas tradicionalmente tanto por la izquierda como por la derecha.

Los liberales constituyen un grupo heterogéneo (Botticelli, 2018). Algunos otorgan mayor peso a la defensa de la libertad económica que a las civiles y políticas o apoyan un grado distinto de intervención estatal. No obstante, las tesis que defiende el liberalismo, en todas sus corrientes, secundan el individualismo y promueven cierta desconfianza y escepticismo hacia el poder político (Locke, 2016; Tullock, 2005). A su vez, encontramos estudios que señalan la existencia de una serie de rasgos psicológicos y morales comunes que los diferencian de quienes se identifican con otras ideologías. Los liberales parecen tener una filosofía moral coherente, que incluye una oposición general a imponer un código moral concreto (Tetlock *et al.*, 2000). En consonancia, los liberales son menos partidarios de los fundamentos morales que garantizan la cohesión grupal, son más individualistas y tienen menos respeto por la autoridad (Weber y Federico, 2012; Iyer *et al.*, 2012¹). Estas características pueden conducir a no percibir el voto como una obligación moral, lo que favorece una mayor abstención de este grupo. Esta constituye la expectativa fundamental de esta investigación. En cualquier caso, es importante tener en cuenta que los resultados han de ser interpretados de forma específica para cada país, momento temporal específico y elecciones concretas, siendo difícil la generalización de las conclusiones obtenidas.

DATOS Y METODOLOGÍA

El análisis empírico busca comprobar si las variables empleadas por la literatura sobre comportamiento electoral mencionadas a lo largo del segundo apartado consiguen explicar de forma íntegra la menor participación electoral de los votantes liberales. Intentamos observar si la variable tradicionalmente empleada para analizar el

1. Aunque el estudio se centra en ciudadanos autoidentificados como «libertarios» en Estados Unidos (el equivalente a liberal en Europa), los autores sugieren que se pueden encontrar patrones similares en otros grupos que están a favor de una menor implicación del Gobierno en asuntos sociales y económicos.

efecto de la ideología, el eje izquierda-derecha, resulta suficiente para capturar el comportamiento electoral del liberal o si, por el contrario, existe una parte no explicada asociada a la identificación con la ideología liberal. Asociado a lo anterior, y en línea con las tesis defendidas tradicionalmente desde el liberalismo, analizamos hasta qué punto el comportamiento diferencial de los liberales se debe a que estos se encuentran sobrerrepresentados en el grupo de personas que más desconfían de las instituciones políticas.

Para ello, utilizamos los barómetros mensuales (encuestas de panel) elaboradas por el CIS. Este dispone en su repositorio de 44 barómetros que abarcan las cinco elecciones generales que tuvieron lugar en España desde abril de 2010 hasta marzo de 2020. Para nuestra investigación utilizaremos 21 barómetros, ya que los restantes carecen de una o varias de las variables necesarias para nuestro análisis. La variable *situación económica* nos impide utilizar el barómetro de marzo de 2019. La variable *estado civil* no se encuentra disponible para los barómetros de abril 2010, julio de 2010, marzo de 2019 y octubre de 2019. La variable *partido más cercano* nos obliga a excluir octubre 2011 y junio 2016. Y la variable *situación laboral* no forma parte de las bases de datos de enero 2011 y julio 2010.

Las 21 encuestas analizadas recogen información de tres elecciones: noviembre de 2011, junio de 2016 y noviembre de 2019 (tabla 1).

TABLA 1.
CLASIFICACIÓN DE BARÓMETROS UTILIZADOS

Elecciones asociadas a la variable recuerdo de voto	Barómetros incluidos en nuestra muestra
Noviembre 2011	Todos los barómetros realizados durante 2012-2015 (excluyendo enero 2012)
Junio 2016	Junio 2017, octubre 2017, abril 2018
Noviembre 2019	Enero 2020, febrero 2020, marzo 2020

Fuente: elaboración propia.

Nuestra variable dependiente de interés, a la que bautizamos como *participación* a lo largo del texto, se obtiene a partir de la siguiente pregunta: «¿Me podría decir si en las elecciones generales de [fecha de las últimas elecciones generales] fue a votar?». Excluimos de nuestro análisis a aquellos que reportan haber sido menores de edad durante las últimas elecciones, así como a aquellos que no recuerdan si votaron, no tenían derecho a votar, no desean contestar a la pregunta o fueron a votar, pero no pudieron hacerlo. Es una variable dicotómica que toma valor 1 si el encuestado votó y valor 0 si no lo hizo.

La *identificación ideológica* es la variable independiente o explicativa principal para testar nuestra hipótesis. Esta variable se extrae de la pregunta: «¿Cómo se definiría usted en política, según la siguiente clasificación?». Se trata de una variable más ajustada que la configuración de una variable compuesta a través de preguntas sobre posicionamiento ideológico. Sobre todo porque a menudo las preguntas de una encuesta

no son capaces de captar adecuadamente los matices de una ideología y porque resulta complicado establecer qué preguntas de los barómetros del CIS podemos utilizar y, sobre todo, qué tipo de respuestas conforman la ideología liberal. La variable a la que nos referimos como *liberal* a lo largo del análisis nos permite diferenciar a los encuestados en dos grupos: *liberales* y *no liberales*. El grupo de *no liberales* está formado por los encuestados que se adscriben a una ideología diferente a la liberal, excluyendo a quienes reportan no poseer ninguna ideología. En nuestro modelo, esta variable se encuentra tipificada de forma que toma valor unitario si el encuestado se autodefine como *liberal*.

Asimismo, incluimos diversas variables de control, las cuales están tipificadas en grupos altamente homogéneos entre sí y heterogéneos con respecto a los demás grupos según su participación electoral. Diversas alternativas de tipificación se han probado para asegurar esta homogeneidad *intra-grupo* y heterogeneidad entre grupos. Esta tipificación implica que los coeficientes asociados a un grupo concreto han de interpretarse como el efecto diferencial de ese grupo/categoría con respecto al grupo de referencia. En concreto, se han incluido las siguientes variables de control (se especifica la categoría de referencia entre paréntesis): *sexo* (hombre), *edad* (menor de treinta años), *tamaño del municipio* (municipio de hasta 2000 habitantes), *situación económica personal* (mala o muy mala), *valoración de la situación económica y política de España* (mala o muy mala), *estado civil* (casado), *religiosidad* (agnóstico, indiferente, no creyente, ateo o no contesta), *situación laboral* (trabaja), *nivel de estudios* (no ha ido a la escuela), *identificación partidista* (ninguno, no sabe, o no contesta), *eje izquierda-derecha* (extrema izquierda), *valoración del Gobierno* (mala o muy mala), *valoración de la oposición* (mala o muy mala), *confianza en el Gobierno* (mala o muy mala), *confianza en la oposición* (mala o muy mala).

Empleando las variables mencionadas hacemos uso de regresiones logísticas, agrupando los errores estándar a nivel de encuesta. En concreto, estimamos tres modelos distintos para cada una de las tres elecciones incluidas en nuestra muestra (ver tabla 1). La diferencia entre las tres especificaciones estimadas reside en las variables independientes incluidas. El modelo 1 es el base, en el cual estimamos la probabilidad de participar en las elecciones utilizando como regresores las variables comunes en la literatura, e incluyendo el eje izquierda-derecha con objeto de recoger parte del impacto de la ideología. En el segundo, enriquecemos el modelo base con una variable adicional: *liberal* (la cual recoge de forma dicotómica la adscripción a la ideología liberal por parte del encuestado). Habida cuenta de las posiciones políticas asociadas tradicionalmente con el liberalismo (cierta desconfianza en las instituciones políticas o cierto escepticismo hacia la política), el tercero incluye variables que permiten medir la confianza en algunas instituciones políticas, concretamente en el Gobierno y en la oposición, con ánimo de analizar si la menor participación de este votante se debe íntegramente a su mayor desconfianza. Al añadir distintos regresores de forma escalonada podemos observar la variación de la capacidad explicativa de las estimaciones, así como analizar la significatividad y el signo de la variable independiente de mayor interés para nuestro análisis (identificarse como liberal).

LIBERALISMO Y PARTICIPACIÓN ELECTORAL EN LA ESPAÑA ACTUAL

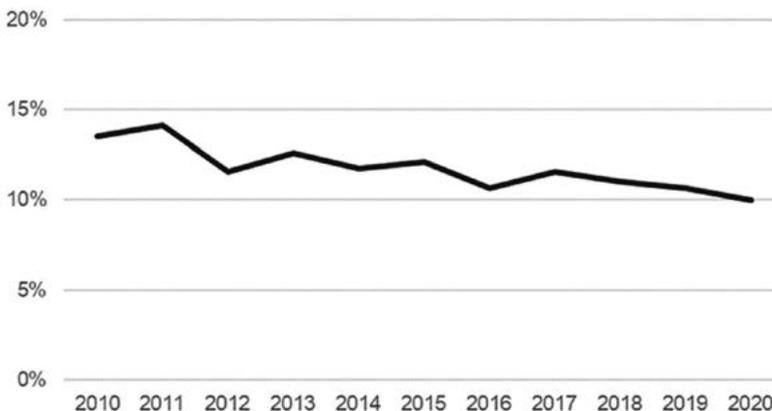
El liberalismo ha sido desde sus orígenes una corriente transversal, capaz de permear distintas estructuras políticas y sociales (Schmid, 2016). En algunos países, la ideología liberal se ha concentrado, organizado y canalizado a través de partidos del mismo nombre, convirtiéndose en algunos casos en *partidos bisagra* de gran relevancia para la formación de Gobiernos. Este es el caso de Holanda y de Alemania, donde los partidos liberales, que son primera y cuarta fuerza, respectivamente, han formado coaliciones de gobierno con democristianos y socialdemócratas indistintamente.

Por el contrario, el sistema de partidos español destaca por la debilidad o casi inexistencia de una alternativa política liberal como las presentes en los países de su entorno (Close y van Haute, 2019). Sin embargo, la oferta política española cuenta con una importante variedad de partidos que albergan corrientes liberales en sus estructuras, tanto en cuestiones económicas como sociales. Estas se encuentran en formaciones de ámbito nacional tan dispares como la disuelta Unión de Centro Democrático, el Partido Socialista Obrero Español, el Partido Popular, la extinta Unión Progreso y Democracia e, incluso más recientemente, VOX. Pero también en formaciones de ámbito regional como Convergència Democràtica de Catalunya, a partir de 2016, Partit Demòcrata Europeu Català o el Partido Nacionalista Vasco. En los últimos años, ha sido Ciudadanos la formación que se ha identificado más con el liberalismo tras su salto a la política nacional.

Por el lado de la demanda, el liberalismo goza de un número importante de adeptos. Según las encuestas mensuales del CIS de los últimos diez años, se encuentra entre las cuatro ideologías con más simpatizantes, con un porcentaje que ha gozado de relativa estabilidad, fluctuando entre el 12,6% (media de las encuestas de 2013) y el 10% (media de las encuestas de 2019), aunque tendente a la baja en los últimos años (gráfico 1).

GRÁFICO 1.

PORCENTAJE DE ELECTORES AUTODENOMINADOS LIBERALES, 2010-2020



Fuente: elaboración propia.

En España, las ideas del liberalismo se han relacionado desde la transición con las posiciones de derechas en el eje izquierda-derecha, por lo que podríamos pensar que los liberales deberían situarse mayoritariamente en este espacio político. No obstante, el salto de Ciudadanos a la política nacional y su intento por copar la etiqueta de liberal e intentar asociarla con posiciones de centro nos podrían hacer pensar que, especialmente en la última década, los liberales se ubicarían mayoritariamente en el centro ideológico. A este respecto, en los datos extraídos de los barómetros mensuales del CIS de la última década encontramos que más del 40% de los liberales se autoubican en el centro ideológico (tabla 2). Concretamente, la mayoría de los liberales que no se identifican con el centro se sitúan en posiciones de izquierda. No obstante, estas cifras nos impiden asumir que situarse en el centro (o en cualquier otro grupo del eje) e identificarse con liberalismo sean categorías intercambiables.

TABLA 2.

AUTOUBICACIÓN EN EL EJE IZQUIERDA-DERECHA DE LOS LIBERALES, 2010-2020

Elecciones	Extrema izquierda	Izquierda	Centro	Derecha	Extrema derecha
nov-11	20,11%	24,91%	41,88%	11,72%	1,37%
dic-15	17,30%	19,73%	43,51%	17,03%	2,43%
jun-16	19,28%	22,18%	43,83%	12,82%	1,89%
abr-19	13,78%	17,91%	48,55%	17,47%	2,28%
nov-19	16,12%	23,65%	42,72%	15,34%	2,18%

Fuente: elaboración propia.

Pese a no disponer de estudios que nos permitan identificar si existen opiniones o actitudes políticas comunes entre los votantes liberales en España, si acudimos a los barómetros mensuales del CIS de la década de 2010 a 2020, estos nos muestran que los ciudadanos liberales, por término medio, confían menos en el Gobierno y en la oposición que los ciudadanos que se adscriben a otras ideologías. En concreto, la diferencia es especialmente relevante entre quienes dicen tener bastante confianza en el Gobierno y la oposición (con una diferencia de 4,07 y 3,53 puntos porcentuales, respectivamente, siendo superior para aquellos no liberales). De este modo, son más (en términos porcentuales) los liberales que declaran tener poca o ninguna confianza en el Gobierno y en la oposición (tabla 3). Si tenemos en cuenta que la desconfianza hacia las instituciones disminuye la probabilidad de acudir a las urnas (Hetherington, 1998; Grönlund y Stälä, 2007; Deskalopoulou, 2020), conviene analizar si este factor puede tener alguna influencia en la probabilidad de que este grupo de electores acuda a las urnas.

TABLA 3.
CONFIANZA EN EL GOBIERNO Y EN LA OPOSICIÓN, 2010-2020

		Mucha	Bastante	Poca	Ninguna	N.S. / N.C.
Confianza en el Gobierno	Liberales	2,60%	14,40%	34,74%	47,26%	1,01%
	No liberales	4,35%	18,47%	30,12%	46,05%	1,01%
Confianza en la oposición	Liberales	1,03%	10,51%	39,24%	46,69%	2,52%
	No liberales	1,88%	14,04%	37,89%	44,02%	2,17%

Fuente: elaboración propia.

Si atendemos a los niveles de participación de los liberales, acudiendo a los barómetros mensuales del CIS de la última década (tabla 4), observamos que la participación en las cinco elecciones generales que han tenido lugar en ese período ha sido inferior a la media de los individuos que expresan algún tipo de adscripción ideológica diferente a la liberal. Si bien se aprecia una tendencia hacia el aumento en la participación de ambos grupos (a excepción de las elecciones de abril de 2019), la diferencia entre liberales y no liberales se mantiene más o menos constante. Los liberales son menos participativos que el resto de la población ideologizada, siendo su participación casi diez puntos porcentuales inferior, por término medio, durante el período estudiado.

TABLA 4.
PORCENTAJE DE PARTICIPACIÓN ELECTORAL SEGÚN IDEOLOGÍA, 2010-2020

Elecciones	Liberales	No liberales
Noviembre 2011	77,29%	87,83%
Diciembre 2015	72,85%	83,81%
Junio 2016	83,15%	90,33%
Abril 2019	78,95%	89,73%
Noviembre 2019	83,54%	92,06%
Media	79,16%	88,75%

Fuente: elaboración propia.

Si bien a priori pueden no existir razones que nos lleven a pensar que un ciudadano liberal vote menos que uno conservador o socialista, no podemos perder de vista que la ideología es la vía a través de la cual se canalizan valores y creencias concretas que configuran las actitudes y los comportamientos políticos de quienes las poseen. Además, los datos de la tabla 4 muestran un abstencionismo sistemático superior de los liberales. Por ese motivo, resulta conveniente analizar si su menor participación electoral consigue ser explicada por las variables tradicionalmente empleadas en la literatura o si bien existen otras características propias de este subgrupo poblacional no recogidas en estos registros. Esta es la hipótesis que buscamos investigar en el análisis empírico posterior: las variables comúnmente utilizadas para el estudio de la participación electoral no consiguen explicar de forma íntegra la menor probabilidad de votar de los liberales.

RESULTADOS

Un examen de los resultados (ver tabla 5) nos revela dos dinámicas que, de forma robusta, se cumplen para la totalidad de las elecciones estudiadas. En primer lugar, si comparamos los modelos 1 y 2, observamos que la inclusión del regresor *liberal* no modifica los resultados cualitativos (signo y significatividad estadística) estimados para el eje ideológico, sugiriendo que ambas variables ofrecen información complementaria. Asimismo, dicha inclusión mejora la capacidad explicativa del modelo (medida mediante el pseudo-R²), siendo el coeficiente estimado para este nuevo regresor (*liberal*) estadísticamente significativo y políticamente relevante (al ser lejano a cero). Unos resultados que muestran que, más allá de su ubicación en el eje ideológico, y aun controlando por todas las demás variables independientes incluidas en el modelo, el liberal presenta una menor participación electoral. Esto es, aun añadiendo como variables de control los factores socioeconómicos, actitudinales y coyunturales incluidos en el primer modelo, existe una menor participación asociada con la identificación con la ideología liberal del encuestado.

En segundo lugar, la comparación de los modelos 2 y 3 nos permite analizar si la menor participación capturada por la variable *liberal* se debe íntegramente a una mayor desconfianza en las instituciones políticas por parte de este subgrupo poblacional. Los resultados muestran que, aun incluyendo en nuestro modelo la confianza en el Gobierno y en la oposición (ver modelo 3), los resultados obtenidos en el segundo modelo para el regresor *liberal* se mantienen prácticamente intactos. Al observar los modelos 2 y 3 de forma conjunta, vemos que la diferencia entre los coeficientes estimados para la variable independiente *liberal* es mínima, y que su elevada significatividad estadística se mantiene igual. Sin embargo, sí se observa cierta disminución en el valor absoluto de los coeficientes estimados para el regresor *liberal*. Esto sugiere que los regresores relacionados con el grado de confianza en las instituciones políticas pueden explicar de forma parcial la menor participación de estos votantes. Resulta importante matizar que, si bien el modelo 3 presentado en la tabla 5 incluye las cuatro variables adicionales de forma conjunta, los resultados son robustos en estimaciones que contengan una de las variables o un *subgrupo* de ellas.

Las variables relacionadas con la confianza en el Gobierno y en la oposición utilizan como referencia la categoría que indica una menor confianza en dichas instituciones. Sin embargo, dado que la teoría vincula explícitamente el liberalismo y la desconfianza institucional, analizamos la robustez del modelo 3 calculando una versión distinta. En estas estimaciones adicionales (modelo 3b reportado en el apéndice) utilizamos como categoría de referencia aquella que indica una mayor confianza en estas instituciones. Los resultados obtenidos son coherentes y confirman la robustez de nuestros resultados. En concreto, los resultados del modelo 3b presentan la misma significatividad que aquellos reportados en la tabla 5, pero con signo opuesto (tal y como cabría esperar, debido al cambio en la categoría de referencia). Por su parte, la variable *liberal*, así como el resto de las variables de control, presentan coeficientes similares.

TABLA 5.
 RESULTADOS DEL MODELO ESTIMADO (REGRESIÓN LOGÍSTICA) PARA LAS ELECCIONES DE NOVIEMBRE 2011, JUNIO 2016 Y NOVIEMBRE 2019
 (VARIABLE DEPENDIENTE: PARTICIPACIÓN)

Variables independientes	Coeficientes asociados a las variables independientes								
	Noviembre 2011			Junio 2016			Noviembre 2019		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Liberal	—	-0.424*** [0.049]	-0.413*** [0.048]	—	-0.309*** [0.09]	-0.306*** [0.093]	—	-0.582*** [0.077]	-0.524*** [0.072]
Mujer	0.069* [0.04]	0.054 [0.039]	0.053 [0.04]	0.134 [0.137]	0.129 [0.141]	0.131 [0.135]	0.27*** [0.099]	0.249** [0.106]	0.22* [0.11]
Edad entre 30 y 49 años	0.347*** [0.054]	0.316*** [0.056]	0.308*** [0.056]	0.256 [0.278]	0.233 [0.275]	0.233 [0.273]	0.052 [0.11]	0.027 [0.104]	0.013 [0.1]
Edad entre 50 y 69 años	0.815*** [0.071]	0.753*** [0.075]	0.73*** [0.076]	0.424** [0.185]	0.386** [0.172]	0.381* [0.175]	0.641*** [0.112]	0.58*** [0.106]	0.528*** [0.112]
Edad igual o superior a 70 años	1.18*** [0.103]	1.086*** [0.107]	1.045*** [0.108]	0.88*** [0.066]	0.821*** [0.064]	0.814*** [0.047]	0.88*** [0.311]	0.799** [0.315]	0.708* [0.321]
Municipio de 2.001 a 10.000 habitantes	-0.114 [0.097]	-0.129 [0.095]	-0.134 [0.098]	0.15 [0.336]	0.136 [0.326]	0.133 [0.33]	0.377*** [0.112]	0.371*** [0.119]	0.381*** [0.105]
Municipio de 10.001 a 100.000 habitantes	-0.349*** [0.073]	-0.362*** [0.073]	-0.365*** [0.075]	-0.137 [0.161]	-0.145 [0.153]	-0.147 [0.161]	0.219*** [0.077]	0.22*** [0.07]	0.238*** [0.058]
Municipio de 100.001 a 1.000.000 habitantes	-0.341*** [0.096]	-0.352*** [0.096]	-0.352*** [0.097]	-0.146 [0.094]	-0.153 [0.096]	-0.155 [0.105]	0.074 [0.088]	0.075 [0.084]	0.086 [0.097]
Municipio con más de 1.000.000 habitantes	-0.368*** [0.102]	-0.38*** [0.104]	-0.382*** [0.105]	-0.104*** [0.038]	-0.111*** [0.029]	-0.11*** [0.031]	0.278*** [0.055]	0.275*** [0.062]	0.289*** [0.086]
Situación económica personal regular	0.249*** [0.073]	0.252*** [0.074]	0.246*** [0.074]	0.402 [0.343]	0.398 [0.34]	0.4 [0.338]	0.5*** [0.045]	0.494*** [0.034]	0.502*** [0.026]

Variables independientes	Coeficientes asociados a las variables independientes																	
	Noviembre 2011						Junio 2016						Noviembre 2019					
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3						
Situación económica personal buena o muy buena	0.378*** [0.069]	0.375*** [0.069]	0.362*** [0.07]	0.494** [0.248]	0.486** [0.245]	0.49* [0.243]	0.382*** [0.077]	0.386*** [0.069]	0.405*** [0.055]									
Situación económica y política de España regular	-0.046 [0.067]	-0.042 [0.067]	-0.069 [0.063]	0.111 [0.086]	0.107 [0.087]	0.102 [0.092]	0.04 [0.155]	0.033 [0.159]	-0.085 [0.12]									
Situación económica y política de España buena o muy buena	-0.158 [0.223]	-0.161 [0.22]	-0.227 [0.223]	0.005 [0.287]	0.023 [0.284]	0.007 [0.278]	0.18 [0.282]	0.142 [0.287]	-0.09 [0.232]									
Soltero	-0.358*** [0.083]	-0.355*** [0.082]	-0.357*** [0.079]	-0.657*** [0.042]	-0.651*** [0.043]	-0.65*** [0.042]	-0.486*** [0.076]	-0.487*** [0.074]	-0.506*** [0.065]									
Viudo, separado o divorciado	-0.355*** [0.1]	-0.35*** [0.098]	-0.353*** [0.096]	-0.403*** [0.122]	-0.391*** [0.111]	-0.389*** [0.104]	-0.559*** [0.187]	-0.555*** [0.176]	-0.566*** [0.175]									
Creyente (religión católica)	0.089 [0.07]	0.096 [0.068]	0.085 [0.071]	0.037 [0.179]	0.048 [0.177]	0.045 [0.179]	-0.042 [0.09]	-0.033 [0.087]	-0.014 [0.069]									
Creyente de otra religión	-0.085 [0.083]	-0.082 [0.084]	-0.088 [0.084]	0.004 [0.102]	0.011 [0.104]	0.01 [0.106]	-0.551** [0.275]	-0.549* [0.287]	-0.617* [0.271]									
Jubilado o pensionista	-0.064 [0.083]	-0.066 [0.082]	-0.073 [0.081]	0.274*** [0.096]	0.269*** [0.099]	0.264*** [0.1]	-0.079 [0.186]	-0.089 [0.195]	-0.112 [0.203]									
Parado	-0.228*** [0.063]	-0.222*** [0.064]	-0.227*** [0.064]	-0.104 [0.082]	-0.108 [0.075]	-0.106 [0.07]	-0.323 [0.202]	-0.316 [0.197]	-0.322 [0.215]									
Otra situación laboral	-0.062 [0.098]	-0.062 [0.099]	-0.066 [0.097]	0.298* [0.162]	0.288 [0.177]	0.286 [0.178]	-0.323*** [0.049]	-0.342*** [0.058]	-0.342*** [0.032]									
Estudios: primaria o inferior	-0.252 [0.16]	-0.246 [0.157]	-0.247 [0.156]	-0.087 [0.204]	-0.09 [0.212]	-0.09 [0.222]	-0.229 [0.182]	-0.189 [0.175]	-0.165 [0.165]									
Estudios: grado inicial, ESO, EGB o grado medio	-0.18 [0.153]	-0.169 [0.152]	-0.161 [0.153]	-0.025 [0.101]	-0.007 [0.115]	-0.004 [0.123]	-0.206** [0.089]	-0.164** [0.072]	-0.113* [0.051]									

Variables independientes	Coeficientes asociados a las variables independientes											
	Noviembre 2011			Junio 2016			Noviembre 2019					
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Estudios: Bachillerato, BUP o grado superior	0.009 [0.177]	0.005 [0.176]	0.017 [0.176]	0.355** [0.17]	0.352** [0.173]	0.355* [0.187]	0.317** [0.128]	0.355*** [0.136]	0.317** [0.128]	0.355*** [0.136]	0.429*** [0.128]	0.429*** [0.128]
Estudios universitarios	0.298* [0.175]	0.286* [0.173]	0.296* [0.174]	0.708*** [0.221]	0.709*** [0.214]	0.714*** [0.229]	0.412** [0.2]	0.448** [0.193]	0.412** [0.2]	0.448** [0.193]	0.532*** [0.185]	0.532*** [0.185]
Identificación partidista	0.909*** [0.052]	0.875*** [0.051]	0.831*** [0.054]	1.035*** [0.15]	1.016*** [0.152]	1.004*** [0.141]	1.066*** [0.042]	1.033*** [0.038]	1.066*** [0.042]	1.033*** [0.038]	0.917*** [0.045]	0.917*** [0.045]
Eje ideológico: Izquierda	0.339*** [0.067]	0.312*** [0.067]	0.293*** [0.065]	0.342 [0.275]	0.325 [0.275]	0.315 [0.261]	0.177** [0.082]	0.159** [0.068]	0.177** [0.082]	0.159** [0.068]	0.09 [0.063]	0.09 [0.063]
Eje ideológico: Centro	0.173*** [0.049]	0.186*** [0.05]	0.182*** [0.052]	0.048 [0.127]	0.063 [0.132]	0.063 [0.135]	-0.062 [0.142]	-0.015 [0.133]	-0.062 [0.142]	-0.015 [0.133]	0.067 [0.163]	0.067 [0.163]
Eje ideológico: Derecha	0.748*** [0.122]	0.734*** [0.123]	0.701*** [0.124]	0.527** [0.242]	0.517** [0.244]	0.517* [0.296]	0.574* [0.328]	0.592* [0.323]	0.574* [0.328]	0.592* [0.323]	0.669* [0.37]	0.669* [0.37]
Eje ideológico: Extrema derecha	0.667*** [0.131]	0.614*** [0.132]	0.593*** [0.128]	0.713* [0.371]	0.713* [0.374]	0.71 [0.441]	0.801 [0.668]	0.749 [0.671]	0.801 [0.668]	0.749 [0.671]	0.878 [0.652]	0.878 [0.652]
Valoración del Gobierno regular	-0.006 [0.047]	0.014 [0.048]	0.01 [0.051]	-0.228* [0.134]	-0.218* [0.129]	-0.215 [0.189]	-0.055 [0.117]	-0.077 [0.107]	-0.055 [0.117]	-0.077 [0.107]	-0.118* [0.05]	-0.118* [0.05]
Valoración del Gobierno buena o muy buena	0.433*** [0.089]	0.458*** [0.089]	0.287*** [0.091]	0.049 [0.288]	0.057 [0.291]	0.04 [0.444]	0.71*** [0.145]	0.679*** [0.133]	0.71*** [0.145]	0.679*** [0.133]	0.505*** [0.098]	0.505*** [0.098]
Valoración de la oposición regular	0.024 [0.05]	0.012 [0.05]	-0.054 [0.059]	0.126 [0.16]	0.118 [0.163]	0.093 [0.135]	— ²	—	—	—	—	—
Valoración de la oposición buena o muy buena	-0.009 [0.106]	-0.017 [0.107]	-0.179 [0.111]	0.185 [0.292]	0.177 [0.29]	0.11 [0.38]	—	—	—	—	—	—

2. Esta variable no está disponible para los CIS referidos a estas elecciones.

Variables independientes	Coeficientes asociados a las variables independientes											
	Noviembre 2011			Junio 2016			Noviembre 2019					
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3			
Confianza en el Gobierno regular	—	—	-0.063 [0.072]	—	—	-0.012 [0.038]	—	—	—	0.341* [0.177]		
Confianza en el Gobierno buena o muy buena	—	—	0.346*** [0.094]	—	—	0.055 [0.226]	—	—	—	0.781*** [0.164]		
Confianza en la oposición regular	—	—	0.12* [0.052]	—	—	0.039 [0.117]	—	—	—	0.247*** [0.063]		
Confianza en la oposición buena o muy buena	—	—	0.352*** [0.105]	—	—	0.128 [0.233]	—	—	—	0.341*** [0.083]		
Constante	0.782*** [0.117]	0.943*** [0.118]	0.94*** [0.118]	0.605** [0.305]	0.705** [0.289]	0.69*** [0.26]	0.438 [0.103]	0.585*** [0.105]	0.433*** [0.149]	7.089		
Número de observaciones	23.899			5.105			7.089					
Pseudo R2	0.0912	0.0993	0.1016	0.1005	0.1045	0.1056	0.1003	0.1128	0.1191			

Nota: los coeficientes asociados a las variables independientes se deben interpretar como el cambio en el *logit* de la variable dependiente asociado al cambio de una unidad adicional en la variable predictor, manteniéndose constante el resto de las variables (i.e. *ceteris paribus*). Los asteriscos representan la significatividad del coeficiente, tal que (*) significativo al 0.1; (**) significativo al 0.05; (***) significativo al 0.01. Los errores estándar se incluyen entre paréntesis.

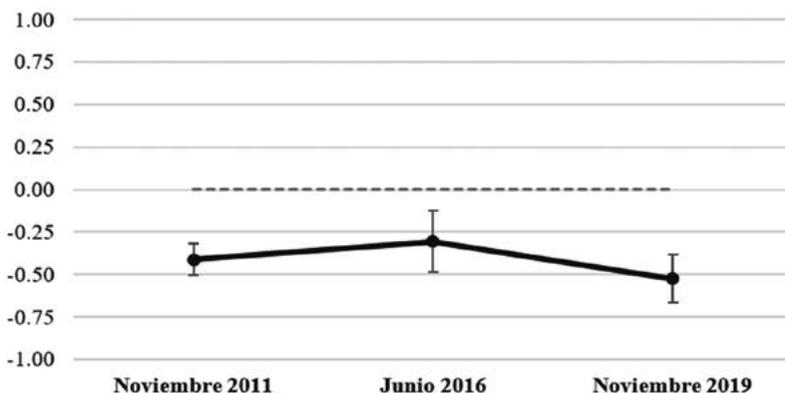
Fuente: elaboración propia.

El gráfico 2 presenta los coeficientes asociados a nuestra variable explicativa principal (*liberal*) para cada uno de los modelos. Estos coeficientes han de ser interpretados como la diferencia en la probabilidad de votar que el modelo asocia al hecho de autodefinirse como liberal, en comparación con la adscripción a cualquier otra ideología. Esto es, el efecto específico atribuido a la ideología liberal. La línea horizontal punteada marca el valor 0, para el cual concluiríamos que no existen diferencias significativas en el comportamiento electoral independientemente de si el individuo se autoidentifica como liberal o no. Si así fuera, el modelo estimaría que, para las últimas elecciones, el efecto de la ideología sobre la probabilidad de votar no es significativo. Sin embargo, nuestro análisis muestra que identificarse como liberal sí lleva aparejada una menor probabilidad de los ciudadanos que se identifican como tal de acudir a las urnas en las elecciones estudiadas. Esto es, aun teniendo en cuenta los diversos factores que influyen en la participación electoral, comprobamos que la probabilidad de no haber votado en las tres elecciones estudiadas es superior para aquellos electores que se identifican con la ideología liberal.

Los resultados (ver gráfico 2) señalan que el efecto negativo de la ideología liberal sobre la probabilidad de votar se redujo en junio de 2016 con respecto a las elecciones anteriores. Concretamente, en las elecciones de 2016 la probabilidad de voto asociada al hecho de ser liberal fue de 30,6 puntos porcentuales inferior (ver coeficiente igual a $-0,306$ en la tabla 5 y en el gráfico 2) con respecto a aquella asociada al resto de votantes ideologizado. Esta diferencia fue de 41,3 para las elecciones de 2011 (ver coeficiente igual a $-0,413$ en la tabla 5 y en el gráfico 2). Posteriormente, el efecto negativo de la ideología liberal sobre la participación electoral se exacerbó en las elecciones de noviembre de 2019, tal y como nos muestra el coeficiente inferior a -0.5 (ver tabla 5 y gráfico 2). Esta cifra nos revela que, para estas elecciones, definirse como liberal implica una probabilidad de votar que es más de 50 puntos porcentuales inferior a aquella de quien se identifica con cualquier ideología distinta a la liberal.

GRÁFICO 2.

COEFICIENTE (ODD-RATIO) ASOCIADO A LA VARIABLE EXPLICATIVA *LIBERAL*



Fuente: elaboración propia.

Los datos de la tabla 5 muestran que, además de identificarse como liberal, existen otras variables que influyen en la probabilidad de participar en las elecciones generales del período estudiado. El sexo es significativo y positivo en favor de las mujeres para las elecciones de noviembre de 2019. En cuanto a la edad, tener más edad parece incidir positivamente en la participación, de forma especial para los mayores de 79 años en comparación con los ciudadanos de 18 a 29 años. Además, nuestro análisis sugiere que tienen una mayor probabilidad de votar quienes poseen estudios superiores, tienen una situación económica personal regular, buena o muy buena, y quienes trabajan.

Estar casado también influye positivamente en la participación electoral. Y, respecto a la religiosidad, solo se aprecian diferencias significativas para las elecciones de noviembre de 2019, cuando los creyentes de una religión diferente a la católica participaron en menor medida que el resto de los electores. También se detecta el efecto positivo que tiene la identificación partidista sobre la probabilidad de votar. A su vez, tener una confianza buena y muy buena, tanto en el Gobierno como en la oposición, habría contribuido positivamente a la probabilidad de acudir a las urnas para las elecciones de 2011 y 2019. En cuanto a la ubicación en la escala izquierda-derecha, encontramos que quienes se sitúan en la extrema izquierda son más propensos a abstenerse. Por su parte, los electores de derechas (incluyendo a la extrema derecha), presentaron una mayor probabilidad de acudir a las urnas que los identificados con cualquier otra posición de la escala.

Por último, en las elecciones de 2011 vivir en un municipio más grande tuvo un efecto significativo y negativo en la probabilidad de votar. En cambio, en las elecciones de noviembre de 2019, la participación fue superior entre los electores asociados a municipios de mayor tamaño.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Este artículo de investigación pretende contribuir a la literatura que aborda el análisis empírico de las causas de la participación electoral en España, poniendo el foco en un grupo de electores ignorado en la literatura: los liberales.

Hasta el momento, los estudios sobre la capacidad explicativa de la ideología de los individuos en su comportamiento electoral han partido de la premisa de que no existen razones *a priori* que nos permitan pensar que un socialista o un conservador tiene menos motivos para votar y, por lo tanto, conseguir que su opción política preferida sea la ganadora en unas elecciones (Barreiro, 2002). Con base en esta investigación, creemos que los resultados obtenidos permiten abrir una brecha en la literatura especializada.

Haciendo uso de regresiones logísticas, estimamos un primer modelo en el que se incluyen como regresores las variables tradicionalmente empleadas por la literatura, además del eje izquierda-derecha como variable complementaria para medir el efecto de la ideología. Posteriormente, la incorporación en este modelo base de una variable

independiente adicional que mide de forma binaria la adscripción del encuestado a la ideología liberal no solo enriquece la capacidad explicativa del modelo, sino que nos muestra la existencia de una importante relación negativa entre la participación electoral y la ideología liberal. Los resultados apuntan que la ideología liberal lleva aparejada un mayor abstencionismo que no se puede atribuir a las demás características socioeconómicas, actitudinales y coyunturales del encuestado incluidas en el modelo.

El análisis de datos referidos a distintas elecciones nos permite añadir cierta dimensión temporal a nuestro análisis. El mayor abstencionismo de los votantes liberales atribuido a la ideología liberal se redujo en las elecciones de junio de 2016 con respecto al valor estimado para las elecciones de 2011. Sin embargo, este efecto asociado a la ideología liberal se exacerbó posteriormente en las elecciones de noviembre de 2019, donde el hecho de ser liberal implicó una probabilidad de votar inferior en más de 50 puntos porcentuales a aquella del votante de ideologías no liberales.

El liberalismo se ha relacionado históricamente con un cierto escepticismo o desconfianza hacia el poder político, una cuestión respaldada por las respuestas de los liberales a los barómetros que elabora mensualmente el CIS. Por este motivo, incluimos en un tercer modelo ciertas variables asociadas a la confianza en las instituciones políticas. Concretamente, en el Gobierno y la oposición. Los resultados se mantienen en esta nueva estimación: existe un mayor abstencionismo del votante liberal que está íntimamente ligado a su adscripción ideológica.

Las diferentes estimaciones realizadas nos permiten concluir que la ideología liberal lleva aparejada una menor participación que no se consigue explicar por las características socioeconómicas de los encuestados, como tampoco se explica íntegramente mediante su autoubicación en el eje izquierda-derecha o su grado de confianza hacia las instituciones políticas.

Sin embargo, el artículo cuenta con algunas limitaciones. En primer lugar, no disponemos de ninguna variable que nos permita medir el interés por la política de los electores o la confianza en otras instituciones políticas más allá del Gobierno y la oposición. De existir datos al respecto, la inclusión de estas variables, potencialmente relacionadas con la actitud de los liberales hacia la política, podrían ayudar a comprender de forma más minuciosa su comportamiento electoral. Asimismo, creemos que sería interesante explorar el papel que juega la satisfacción con la oferta política, pues la ausencia de un partido liberal fuerte y homologable a los de nuestro entorno podría estar tras las razones que explicasen la menor participación electoral de estos ciudadanos.

Por otro lado, los resultados plantean una pregunta de interés para futuras investigaciones: ¿qué características propias de la ideología liberal lleva a sus adeptos a abstenerse en mayor medida en las elecciones en España? Responder a esta pregunta de forma detallada precisa de un esfuerzo conjunto que permea no solo al ámbito de la investigación empírica, sino que también requiere una mayor disponibilidad de datos. En lo que se refiere a esta última cuestión, nuestro estudio presenta limitaciones debidas tanto a la escasez de trabajos previos como a la falta de una mayor disponibilidad de variables actitudinales relevantes en los barómetros del CIS comprendidos en

el período electoral estudiado. Entre ellas, resultaría interesante contar con datos relacionados con el interés por la política o la confianza en otras instituciones políticas más allá del Gobierno y la oposición. Asimismo, aspectos relacionados con la evaluación o fragmentación de la oferta disponible también podrían resultar significativos. *A priori*, creemos que hay indicios para el caso español que pueden apuntar hacia la insatisfacción con la oferta política como una posible explicación de la debilidad del voto liberal (Close y van Haute, 2019).

Una hipótesis complementaria, y que podría ser objeto de análisis en futuras investigaciones, está vinculada al análisis de otras formas de participación política. Esto es, observar si pese a que el liberal participa menos en las elecciones, esta tendencia o preferencia también se manifiesta en una menor participación política en otro tipo de manifestaciones menos convencionales. O si, por el contrario, la preferencia por actividades políticas no convencionales, tales como el boicot a servicios o productos o la resistencia al cumplimiento de obligaciones legales tales como el pago de impuestos, puede ser la forma preferida por el liberal para involucrarse en política. Tanto para las hipótesis relacionadas con la demanda como para aquellas que tienen que ver con la oferta, una mayor disponibilidad de datos elevaría de manera sustancial la calidad de las investigaciones.

Asimismo, creemos que los resultados de este análisis resultan relevantes para cualquier investigador que aborde de forma empírica el análisis de la participación en España, pues ignorar la importancia de la familia ideológica del encuestado puede reducir la capacidad del modelo de aproximar y entender el comportamiento de los votantes liberales.

Referencias

- Anduiza Perea, Eva y Agustí Bosch. 2004. *Comportamiento político y electoral*. Barcelona: Ariel.
- Barnes, Samuel H., Peter McDonough y Antonio López Pina. 1985. «The Development of Partisanship in New Democracies: The Case of Spain», *American Journal of Political Science*, 29: 695-720. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/2111177>.
- Barreiro, Belén. 2001. *Los determinantes de la participación en las elecciones españolas de marzo de 2000: el problema de la abstención en la izquierda*. Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales, Working Paper, 171.
- Barreiro, Belén. 2002. «La progresiva desmovilización de la izquierda en España: un análisis de la abstención en las elecciones generales de 1986 a 2000», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 6: 183-205.
- Boix, Carles y Clara Riba. 2000. «Las bases sociales y políticas de la abstención en las elecciones generales españolas: recursos individuales, movilización estratégica e instituciones electorales», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 90: 95-128. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/40184253>.
- Borre, Ole y Daniel Katz. 2008. «Party Identification and Its Motivational Base in a Multiparty System: A Study of the Danish General Election of 1971», *Scandina-*

- vian Political Studies*, 8: 69-111. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9477.1973.tb00485.x>.
- Botticelli, Sebastián. 2018. «Dos concepciones liberales del Estado: Adam Smith y Friedrich Hayek», *Praxis Filosófica*, 46: 61-87. Disponible en: <https://doi.org/10.25100/pfilosofica.v0i46.6149>.
- Brody, Richard A. y Paul M. Sniderman. 1997. «From Life Space to Polling Place: The Relevance of Personal Concerns for Voting Behavior», *British Journal of Political Science*, 7 (3): 337-360. Disponible en: <https://doi.org/10.1017/S0007123400001022>.
- Butler, David y Donald Stokes. 1969. *Political Change in Britain: Forces Shaping Electoral Choice*. Nueva York: St. Martin's Press.
- Caínzos, Miguel y Carmen Voces. 2015. «Paro y voto: ¿afecta al voto la experiencia del desempleo?», *Revista de Estudios Políticos*, 168: 115-150. Disponible en: <https://doi.org/10.18042/cepc/rep.168.04>.
- Campbell, Angus, Philip E. Converse, Warren E. Miller y Donald E. Stokes. 1960. *The American Voter*. Nueva York: The University of Chicago Press.
- Castellanos Val, Lucía, Emilio Costa Reparaz y Montserrat Díaz Fernández. 2002. «Análisis de los factores determinantes de la abstención electoral en España», *Metodología de Encuestas*, 1: 24-99.
- Close, Caroline y Emilie Van Haute. 2019. *Liberal Parties in Europe*. Londres: Routledge. Disponible en: <https://doi.org/10.4324/9781351245500>.
- Del Castillo, Pilar. 1990. «Aproximación al estudio de la identificación partidista en España», *Revista de Estudios Políticos*, 70: 125-141.
- Deskalopoulou, Irene. 2020. «Voting turnout in Greece: expressive or instrumental?», *European Journal of Government and Economics*, 9 (1): 26-45. Disponible en: <https://doi.org/10.17979/ejge.2020.9.1.5426>.
- Echeverría Zabalza, Javier. 1998. «Movilidad social y comportamiento electoral», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 83: 237-267. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/40184127>.
- Feldman, Stanley y Christopher Johnston. 2014. «Understanding the Determinants of Political Ideology: Implications of Structural Complexity», *Political Psychology*, 35 (3): 337-358. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/pops.12055>.
- Font Fàbregas, Joan. 1992. «La abstención en las grandes ciudades, Madrid y Barcelona», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 58: 123-142. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/40183559>.
- Font Fàbregas, Joan. 1995. «La abstención electoral en España. Certezas e interrogantes», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 71-72: 11-40.
- Franklin, Mark, Thomas Mackie y Henry Valen. 1992. *Electoral Change: Responses to Evolving Social and Attitudinal Structures in Western Countries*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Freire, André. 2006. «Left-Right Ideological Identities in New Democracies: Greece, Portugal and Spain in the Western European Context», *Pôle Sud*, 25: 153-173. Disponible en: <https://doi.org/10.3406/pole.2006.1359>.

- Giddens, Anthony. 1994. *Más allá de la izquierda y la derecha. El futuro de las políticas radicales*. Madrid: Ediciones Cátedra.
- Grönlund, Kimmo y Maija Setälä. 2007. «Political Trust, Satisfaction and Voter Turnout», *Comparative European Politics*, 5: 400-422. Disponible en: <https://doi.org/10.1057/palgrave.cep.6110113>.
- Hetherington, Marc J. 1998. «The Political Relevance of Political Trust», *The American Political Science Review*, 92 (4): 791-808. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/2586304>.
- Hetherington, Marc J. 2005. *Why trust matters: Declining political trust and the demise of American liberalism*. Princeton: Princeton University Press. Disponible en: <https://doi.org/10.1515/9780691188690>.
- Inglehart, Ronald y Hans D. Klingemann. 1976. «Party Identification, Ideological Preference and the Left-Right Dimension among Western Mass Publics», en Ian Budge, Ivor Crewe y Dennis Farlie (eds.), *Party Identification and Beyond: Representations of Voting and Party Competition*. Chichester: Wiley.
- Iyer, Ravi, Spassena Koleva, Jesse Graham, Peter Ditto y Jonathan Haidt. 2012. «Understanding Libertarian Morality: The Psychological Dispositions of Self-Identified Libertarians», *PLOS ONE*, 7 (8). Disponible en: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0042366>.
- Justel Calabozo, Manuel. 1994. *La abstención electoral en España, 1977-1993. Factores individuales y de contexto* [tesis doctoral]. Alvira Martín, Francisco R. (dir.), Universidad Complutense de Madrid.
- Knutsen, Oddbjørn. 1998. «Europeans Move Towards the Center: A Comparative Longitudinal Study of Left-Right Self-Placement in Western Europe», *International Journal of Public Opinion Research*, 10 (4): 292-316. Disponible en: <https://doi.org/10.1093/ijpor/10.4.292>.
- Lago, Ignacio y José R. Montero. 2010. «Participación y resultados electorales en España», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 130: 97-116.
- Locke, John. 2016. *Second treatise of government*. Londres: Simon and Brown. Disponible en: <https://doi.org/10.7312/blau17412-025>.
- Mata López, Teresa. 2013. «The Factors of the Voting Equation: An Empirical Analysis», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 143: 47-74. Disponible en: <https://doi.org/10.5477/cis/reis.143.47>.
- Milbrath, Lester W. 1965. *Political Participation: How and Why Do People Get Involved in Politics?* Chicago: Rand McNally and Company.
- Milbrath, Lester W. 1981. «Political participation», en Samuel L. Long (ed.), *The Handbook of Political Behaviour*. Nueva York: Plenum Press. Disponible en: https://doi.org/10.1007/978-1-4684-3878-9_4.
- Montero, José R., Ignacio Lago y Mariano Torcal. 2007. *Elecciones generales 2004*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Ortega, Carmen y Juan Montabes. 2011. «Identificación partidista y voto: las elecciones autonómicas en Andalucía (2004-2008)», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 134: 27-54. Disponible en: <https://doi.org/10.5477/cis/reis.134.27>.

- Pallarés, Francesc, Clara Riba i Romeva y Marta Fraile. 2007. «Variables socioestructurales y comportamiento electoral en las elecciones generales españolas», *Revista de Estudios Políticos*, 135: 109-158.
- Retortillo, Alfredo. 1995. «Los españoles y los partidos políticos: adhesiones políticas y alineamientos electorales», *Inguruak: Soziologia eta zientzia politikoaren euskal aldizkaria. Revista Vasca de Sociología y Ciencia Política*, 13: 139-158.
- Rosenstone, Steven J. 1982. «Economic Adversity and Voter Turnout», *American Journal of Political Science*, 26 (1): 25-46. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/2110837>.
- Rosenstone, Steven J. y John M. Hansen. 1993. *Mobilization, Participation, and Democracy in America*. Nueva York: Macmillan.
- Schmid, Vivien A. 2016. «The roots of neo-liberal resilience: Explaining continuity and change in background ideas in Europe's political economy», *British Journal of Politics and International Relations*, 18 (2): 318-334. Disponible en: <https://doi.org/10.1177%2F1369148115612792>.
- Smets, Kaat y Carolien van Ham. 2013. «The embarrassment of riches? A meta-analysis of individual-level research on voter turnout», *Electoral Studies*, 32: 344-359. Disponible en: <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2012.12.006>.
- Strate, John M., Charles T. Parrish, Charles D. Elder, y Coit Ford. 1989. «Life Span Civic Development and Voting Participation», *The American Political Science Review*, 83 (2): 443-464. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/1962399>.
- Tetlock, Philip E., Orié V. Kristel, S. Beth Elson, Melanie C. Green y Jennifer S. Lerner. 2000. «The psychology of the unthinkable: Taboo trade-offs, forbidden base rates, and heretical counterfactuals», *Journal of Personality and Social Psychology*, 78 (5): 853-870. Disponible en: <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.78.5.853>.
- Torcal, Mariano y Lucía Medina. 2002. «Ideología y voto en España 1979-2000: los procesos de reconstrucción racional de la identificación ideológica», *Revista Española de Ciencia Política*, 6: 57-96.
- Torcal, Mariano. y Pradeep Chhibber. 1995. «Elites, "cleavages" y sistema de partidos en una democracia consolidada: España (1986-1992)», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 69: 7-38. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2307/40183775>.
- Tullock, Gordon. 2005. *Rent seeking society*. Indianapolis: Liberty Fund.
- Verba, Sidney, Kay L. Schlozman y Henry E. Brady. 1995. *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge: Harvard University Press. Disponible en: <https://doi.org/10.2307/j.ctv1pnc1k7>.
- Weber, Christopher R. y Christopher M. Federico. 2012. «Moral Foundations and Heterogeneity in Ideological Preferences», *Political Psychology*, 34 (1), 107-126. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2012.00922.x>.
- Wolfinger, Nicholas H. y Raymond E. Wolfinger. 2008. «Family Structure and Voter Turnout», *Social Forces*, 86. Disponible en: <https://doi.org/10.1353/sof.0.0031>.
- Wolfinger, Raymond E. y Steven J. Rosenstone. 1980. *Who Votes?* New Haven: Yale University Press.

APÉNDICE

Variables independientes	Coeficientes asociados a las variables independientes		
	Noviembre 2011 (modelo 3)	Junio 2016 (modelo 3b)	Noviembre 2019 (modelo 3b)
Liberal	-0.415*** [0.049]	-0.309*** [0.092]	-0.519*** [0.071]
Mujer	0.053 [0.039]	0.127 [0.131]	0.220** [0.111]
Edad entre 30 y 49 años	0.308*** [0.056]	0.228 [0.271]	0.011 [0.105]
Edad entre 50 y 69 años	0.732*** [0.077]	0.377** [0.172]	0.521*** [0.113]
Edad igual o superior a 70 años	1.045*** [0.109]	0.817*** [0.048]	0.703** [0.325]
Municipio de 2001 a 10 000 habitantes	-0.132 [0.098]	0.130 [0.329]	0.386*** [0.123]
Municipio de 10 001 a 100 000 habitantes	-0.363*** [0.075]	-0.146 [0.161]	0.242*** [0.056]
Municipio de 100 001 a 1 000 000 habitantes	-0.349*** [0.097]	-0.156 [0.104]	0.089 [0.098]
Municipio con más de 1 000 000 habitantes	-0.379*** [0.105]	-0.114*** [0.033]	0.293*** [0.089]
Situación económica personal regular	0.248*** [0.074]	0.401 [0.336]	0.505*** [0.027]
Situación económica personal buena o muy buena	0.364*** [0.069]	0.491 [0.244]**	0.408*** [0.056]
Situación económica y política de España regular	-0.068 [0.063]	0.113 [0.086]	-0.079 [0.114]
Situación económica y política de España buena o muy buena	-0.231 [0.223]	0.018 [0.279]	-0.085 [0.225]
Soltero	-0.335*** [0.079]	-0.654*** [0.043]	-0.506*** [0.071]
Viudo, separado o divorciado	-0.353*** [0.096]	-0.394*** [0.105]	-0.568*** [0.175]
Creyente (religión católica)	0.084 [0.071]	0.053 [0.173]	-0.008 [0.071]
Creyente de otra religión	-0.086 [0.084]	0.014 [0.103]	-0.602** [0.273]
Jubilado o pensionista	-0.072 [0.081]	0.262** [0.101]	-0.109 [0.203]
Parado	-0.225*** [0.064]	-0.105 [0.072]	-0.318 [0.216]
Otra situación laboral	-0.066 [0.097]	0.289 [0.174]	-0.336*** [0.032]
Estudios: primaria o inferior	-0.248 [0.156]	-0.083 [0.220]	-0.157 [0.160]
Estudios: grado inicial, ESO, EGB o grado medio	-0.163 [0.154]	0.004 [0.121]	-0.109** [0.054]
Estudios: Bachillerato, BUP, o grado superior	0.015 [0.176]	0.365** [0.186]	0.429*** [0.120]
Estudios Universitarios	0.296* [0.174]	0.728*** [0.236]	0.536*** [0.180]
Identificación partidista	0.837*** [0.053]	1.003*** [0.142]	0.919*** [0.043]

Variables independientes	Coeficientes asociados a las variables independientes		
	Noviembre 2011 (modelo 3)	Junio 2016 (modelo 3b)	Noviembre 2019 (modelo 3b)
Eje ideológico: Izquierda	0.299*** [0.065]	0.327 [0.259]	0.089 [0.058]
Eje ideológico: Centro	0.180*** [0.052]	0.071 [0.137]	0.076 [0.159]
Eje ideológico: Derecha	0.689*** [0.123]	0.516* [0.288]	0.679* [0.371]
Eje ideológico: Extrema derecha	0.577*** [0.128]	0.697 [0.438]	0.893 [0.656]
Valoración del Gobierno regular	-0.006 [0.050]	-0.196 [0.160]	-0.116 ** [0.048]
Valoración del Gobierno buena o muy buena	0.267 [0.091]***	0.055 [0.418]	0.499*** [0.103]
Valoración de la oposición regular	-0.031 [0.059]	0.124 [0.130]	—
Valoración de la oposición buena o muy buena	-0.158 [0.112]	0.134 [0.371]	—
Confianza en el Gobierno regular	-0.405*** [0.076]	-0.079 [0.203]	-0.455*** [0.061]
Confianza en el Gobierno buena o muy buena	-0.371*** [0.093]	-0.012 [0.191]	-0.775*** [0.193]
Confianza en la oposición regular	-0.253*** [0.076]	-0.116 [0.185]	-0.593*** [0.135]
Confianza en la oposición buena o muy buena	-0.306*** [0.104]	-0.059 [0.227]	-0.310*** [0.104]
Constante	1.628*** [0.158]	0.802** [0.373]	1.525*** [0.198]
<i>Número de observaciones</i>	23.899	5.105	7.089
<i>Pseudo R2</i>	0.1013	0.1048	0.1178

Presentado para evaluación: 17 de diciembre de 2021.

Aceptado para publicación: 11 de noviembre de 2022.

IRUNE ARIÑO LANGARITA

iarino@ufm.edu

Graduada en Ciencias Políticas por la Universidad Pompeu Fabra. Ha trabajado como analista y asesora política en centros de investigación y pensamiento, para el Gobierno de la Comunidad de Madrid y, en la actualidad, para una empresa de creación de contenidos audiovisuales sobre política internacional. Ha sido docente en centros de América Latina como la Universidad Francisco Marroquín (Guatemala) y la Universidad del Desarrollo (Chile). En los últimos años se ha especializado en el análisis de algunas de las cuestiones que plantea el feminismo desde la filosofía aplicada.

NATALIA MARTÍN FUENTES³

nataliamartinfuentes@gmail.com

Graduada en Administración y Dirección de Empresas y máster en Análisis Económico y Empresarial por la Universidad de Málaga. Actualmente compagina su trabajo como analista en el Banco Central Europeo con estudios de doctorado a tiempo parcial en la Universidad de Málaga (UMA). Cuenta con experiencia en docencia e investigación (UMA), así como en consultoría financiera. Sus áreas de interés incluyen la macroeconomía, la economía monetaria y financiera, así como la regulación y supervisión bancaria.

EDUARDO FERNÁNDEZ LUIÑA

efernandez@ufm.edu

Doctor en Ciencias Políticas por la Universidad de Santiago de Compostela. Ha compaginado su vida como profesor en la Universidad Francisco Marroquín con el trabajo en distintos *think tanks*. Ha trabajado activamente para el Centro para el Análisis de las Decisiones Públicas (CADEP), Liberty Fund y el Instituto Juan de Mariana de Madrid. Desde hace años, se ha especializado en política iberoamericana, en concreto en los procesos democráticos y las políticas públicas en dicha región.

3. El contenido y las opiniones expresadas en esta publicación son responsabilidad única de los autores y no reflejan necesariamente aquellas del Banco Central Europeo o del Eurosistema.