

PARTICIPACIÓN POLÍTICA EN ESPAÑA: EL PAPEL DE LA EDUCACIÓN

Marisa HIDALGO-HIDALGO

Universidad Pablo de Olavide

José Antonio ROBLES-ZURITA

HEHTA, University of Glasgow

Resumen

La relación positiva entre educación y diferentes formas de participación política es bien conocida en la literatura. La posible relación causal entre ambas aún está sujeta a cierto debate. En este trabajo exploramos esta relación en el contexto de España. Para ello usamos datos de la *European Social Survey* desde 2002 hasta 2018 y usamos un enfoque de pseudopanel que explota cambios en los años de escolarización a lo largo del tiempo para diferentes cohortes. Nosotros no encontramos evidencia de una relación causal entre años de estudio y ninguna de las medidas de participación política que consideramos. Finalmente discutimos algunas posibles recomendaciones de política derivadas de este resultado.

Palabras clave: educación, votar, participación política, España, pseudopanel.

Abstract

The positive association between education and different forms of political participation is well-established in the literature. The causal status of this correlation, however, is still subject to debate. In this study we explore this relationship in the context of Spain. We use data from the *European Social Survey* from 2002 till 2018 and use pseudopanel estimation approach exploiting changes in schooling years over time for different cohorts. We find no causal effect of years of schooling on any of our political participation measures. We discuss several possible policy implications of this finding.

Keywords: education, voting, political participation, Spain, pseudopanel.

JEL classification: H80, I20.

I. INTRODUCCIÓN

EN los últimos años se ha publicado un número considerable de trabajos en economía que muestran la existencia de importantes beneficios de la educación, más allá de incrementos en la productividad laboral. Por ejemplo, existe evidencia que muestra que la educación está relacionada con una reducción en la prevalencia de conductas delictivas, mortalidad infantil, o una mejora de determinadas medidas de salud (véase Lochner, 2011 para una revisión de la literatura). Se ha encontrado también cierta asociación entre la tasa de escolarización y la calidad de las instituciones democráticas de un país o el nivel de compromiso cívico de sus habitantes.

Estudiar si la sociedad en su conjunto se beneficia de un aumento en el número de años de estudio de sus miembros es importante desde un punto de vista económico y político. De hecho, uno de los argumentos más frecuentemente utilizados para justificar la intervención pública en la educación es la creencia generalizada de que la educación es un componente esencial en una sociedad democrática estable en la medida que promueve valores democráticos, tolerancia, una mayor implicación en la

vida pública, una mayor participación ciudadana en los procesos democráticos, prepara a los individuos para hacerlo de un modo informado e inteligente y, en definitiva, mejora la calidad de la democracia. La supuesta existencia de tales rendimientos «cívicos» de la educación, entre otros argumentos, motivaron la aparición y proliferación de escuelas a principios del siglo XIX y continúan siendo una de las más importantes justificaciones para aquellas políticas públicas que promueven el acceso generalizado de la población a todos los niveles educativos. Si este tipo de rendimientos existen, entonces la educación podría generar beneficios sociales superiores a los rendimientos privados por lo que habría que intervenir en la educación para alcanzar niveles de adquisición de estudios eficientes. El objetivo de este trabajo es analizar la relación entre la educación y diversas formas de participación política en España.

El estudio de estas cuestiones en el caso concreto de España puede ser de interés por diferentes motivos. Por una parte, la tasa de escolarización de la población ha aumentado de forma significativa a lo largo de las últimas décadas, por ejemplo, la media de años de escolarización de la población adulta era de 5,7 en 1980, y es de 9,8 en 2017 (Lee-Lee,

2016; Barro-Lee, 2018; UNDP HDR, 2018). Además, desde el inicio del sistema democrático en 1975 ha habido sucesivas reformas educativas, en cuyo espíritu siempre ha estado presente (además de incrementos en la escolarización, etc.) la mejora de las actitudes cívicas (Miles, 2006). Por otra parte, la democracia española es relativamente reciente y de un régimen totalmente centralizado ha evolucionado a un sistema descentralizado que podría estar asociado a una mayor implicación política. Conocer con mayor precisión la posible existencia de beneficios y externalidades positivas de la educación es además crucial en los momentos actuales de crisis y de aumento de otras necesidades de gasto (tanto en España como en el resto del mundo) que ponen en cuestión todas las políticas públicas, y entre ellas, la educativa.

Tradicionalmente, se ha medido la participación política individual casi exclusivamente a través del voto. Sin embargo, la tasa de participación en las elecciones generales ha disminuido en las últimas décadas, en particular, entre los más jóvenes (Kostadinova, 2003; Gray y Caul, 2000). Existe una literatura reciente que muestra que ha habido un incremento en las formas de participación de la vida pública como consecuencia de los avances tecnológicos, la generalización del uso de Internet, redes sociales, etc. (entre otros, véase Anduiza, Crispancho y Sabucedo, 2014 para evidencia en el caso de España, y Anduiza, Jensen y Jorba, 2012 para evidencia en otros países). En este trabajo vamos a considerar diferentes medidas de participación política. En concreto vamos a considerar el voto, la pertenencia o colaboración con partidos u organizaciones políticas, la participación en campañas electorales y de recogida de firmas, asistencia a manifestaciones, entre otras. Para realizar este estudio usamos datos de la *European Social Survey* (ESS) desde 2002 hasta 2018.

La mayor parte de la evidencia empírica hasta ahora encuentra que existe una relación positiva entre educación y participación política. Sin embargo, correlación no implica causalidad. Así, la existencia de esta correlación podría ser engañosa en la medida que educación y comportamiento cívico se ven afectados de forma simultánea por un buen número de variables inobservables individuales y familiares. Por ejemplo, individuos que crecieron en entornos familiares donde se subrayó la importancia de la responsabilidad cívica puede que también hayan permanecido en el sistema educativo durante un período de tiempo mayor. De este modo, si no

se tiene cuenta la existencia de estas otras variables, los estimadores del efecto de la educación podrían estar sesgados. Esta cuestión ha suscitado enorme interés en la literatura, que ha propuesto una serie de aproximaciones empíricas para solventarla. En algunos estudios se han incorporado medidas de la habilidad individual (por ejemplo, resultados de test de inteligencia). Otros trabajos más recientes han usado bases de datos de gemelos (Ahlskog, 2020) o el método de variables instrumentales (Dee, 2004; Milligan *et al.*, 2004; Miles, 2006; Borgonovi *et al.*, 2010, y Siedler, 2010, entre otros). Por ejemplo, Dee (2004) usa como instrumento la disponibilidad de *junior* y *community colleges* en la zona de residencia, así como la exposición durante la adolescencia a diferentes legislaciones relativas a la edad requerida para acceder al mercado laboral. Milligan, Moretti y Oreopoulos (2004), Miles (2006), Borgonovi, d'Hombres y Hoskins (2010) y Siedler (2010) usan como instrumento la exposición a diferentes legislaciones relativas a la edad de salida del sistema educativo. Este enfoque también se ha explorado en el caso de España, encontrando sin embargo, instrumentos débiles que no permiten identificar correctamente el efecto de la educación (Bellani *et al.*, 2020).

Otra alternativa para corregir el sesgo de habilidad es la estimación de panel con efectos fijos individuales. Este enfoque puede eliminar el sesgo causado por la heterogeneidad inobservable entre los individuos. Sin embargo, no siempre existen datos de panel prolongados suficientemente en el tiempo. Deaton (1985) propone una aproximación a este método consistente en usar datos de sección cruzada repetidos en el tiempo para construir un pseudopanel. Este enfoque permite estimar el efecto de la educación controlando por efectos fijos individuales no observados como la habilidad o la motivación (Verbeek y Nijman 1992; Verbeek, 2008). Los pseudopaneles se construyen a partir de una serie temporal de encuestas independientes que siguen una misma metodología y se realizan sobre la misma población de referencia, pero en distintos momentos del tiempo. Un ejemplo de estas encuestas podría ser la *European Social Survey*. El pseudopanel se crea agrupando a individuos en base a algún criterio que no cambia de una encuesta a la siguiente, como el año de nacimiento del individuo. En este artículo pretendemos aportar nueva evidencia sobre el efecto de la educación en la participación política en España utilizando métodos de pseudopanel que permiten controlar por heterogeneidad inobservable entre individuos.

Estudios recientes como Himaz y Aturupane (2016) o Warunsiri y McNown (2010) han usado esta metodología para estimar rendimientos económicos de la educación.

Encontramos evidencia de una asociación positiva entre años de estudio y diversas formas de participación política. Sin embargo, en línea con la literatura más reciente para países similares al nuestro, no encontramos evidencia de un efecto causal de la educación sobre ninguna de estas medidas. Es decir, la correlación positiva entre educación y participación podría darse debido a la existencia de otras variables que afectan a ambas.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente forma: en la sección segunda hacemos una breve revisión de la literatura relacionada. En la tercera y la cuarta describimos la muestra y la metodología usada, respectivamente. En la sección quinta discutimos los resultados encontrados y, por último, concluimos en la sección sexta.

II. UNA BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA

Economistas y politólogos han defendido desde hace décadas la hipótesis de que mayores niveles de educación implican el desarrollo de políticas más democráticas (Lipset, 1959). Por ejemplo, Lipset (1976) plantea que individuos más educados facilitan en mayor medida el funcionamiento democrático de las instituciones en la medida en que creen más en principios democráticos fundamentales y apoyan de forma más activa prácticas democráticas. Otros trabajos más recientes defienden ideas similares (Przeworski *et al.*, 2000 entre otros). Así, una amplia literatura empírica en ciencia política ha demostrado la existencia de una fuerte correlación entre educación y participación política, votación y conciencia cívica a nivel individual (ver el resumen de la literatura de Nie, Junn y Stehlik-Barry, 1996). Esto ha llevado a concluir que, efectivamente, la educación promueve tanto la cantidad como la calidad de la participación cívica.

Existen diversas explicaciones sobre la existencia de esta relación positiva. En primer lugar, quizá uno de los argumentos más simples sea que uno de los componentes esenciales de la educación es el adoctrinamiento en la participación política. De hecho, en el currículo de la mayoría de los sistemas educativos a nivel internacional se enfatiza de alguna forma que la participación política es

algo positivo, que la escuela tiene que transmitir la importancia de ciertas obligaciones de carácter cívico, como votar, estar informado de cuestiones políticas, etc. (Glaeser *et al.* [2007] hacen un recorrido por el ideario de sistemas educativos de varios países y muestran textualmente la existencia de este tipo de planteamientos). Una segunda explicación podría ser que la educación reduce el coste de realizar determinadas prácticas efectivas de participación política (ver Dee, 2004 o Glaeser Ponzetto, G. y A. Shleifer, 2007). Por una parte, un mayor conocimiento y nivel educativo hace que sea más fácil procesar información política compleja o superar barreras tecnológicas y burocráticas a la participación política (esto es más acuciante en países como Estados Unidos donde los individuos tienen que registrarse en un censo antes de votar, véase Milligan, Moretti y Oreopoulos, 2004). Por otra parte, un mayor nivel educativo hace más capaces a los individuos de distinguir entre políticos corruptos, tener más capacidad crítica y seleccionar mejores líderes. Por tanto, la educación, al aumentar las capacidades intelectuales de los individuos no solo afecta a la «cantidad» de participación política, sino también a la «calidad» de la misma. Una tercera explicación se basa en la idea de que la educación aumenta los beneficios percibidos como consecuencia de participar en la vida pública (Hanushek, 2002). Glaeser *et al.* (2004) desarrollan los posibles mecanismos de tipo microeconómico que subyacen a este argumento. En resumen, la educación facilita mejores intercambios de información entre individuos, lo que hace más probable expresar con mayor precisión intereses, persuadir, llegar a acuerdos, etc., en definitiva, mejorar cualquier tipo de participación social, y entre ellas, la participación política. Por último, la educación también puede influir de forma indirecta sobre la participación política individual. Los individuos con mayor nivel educativo suelen interactuar más con otros individuos también de nivel socioeconómico alto, que a su vez pueden transmitir interés en la política, ser activos en cuanto a participación política, etc. (Milligan, Moretti y Oreopoulos, 2004 o Siedler, 2010).

Sin embargo, también existen argumentos para pensar que la relación entre educación y participación política es negativa. Por ejemplo, se podría pensar que los individuos con mayor nivel educativo tienen un mayor coste de oportunidad en términos de tiempo dedicado a participación política. Este efecto sería más claro en las actividades que implican una dedicación mayor (asistir a manifestaciones, voluntariado social, etc.). De hecho, según

Verba, Scholzman y Brady (1995) el principal motivo que dan los individuos para no participar en política es la falta de tiempo. Por otra parte, Dee (2004) también argumenta que los individuos con mayor nivel educativo quizá participen menos al tener una mayor conciencia de que sus votos individuales tienen una probabilidad muy reducida de influir sobre las políticas finales.

En el resto del trabajo analizaremos qué tipo de asociación existe entre años de estudio y participación política para el caso de España.

III. DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

En el artículo vamos a utilizar los datos para España de diversas olas de la *European Social Survey*. Esta es una base de datos transnacional consistente en resultados de encuestas con carácter bienal desde 2002. Mide las actitudes, creencias y patrones de comportamiento de individuos mayores de 15 años procedentes de más de treinta países europeos respecto a temas de índole social (1).

La construcción de un pseudopanel (Deaton, 1985) comienza por usar la edad de cada individuo en el momento de realización de la encuesta para establecer la cohorte a la que pertenece. Dicha construcción asume que, si un individuo tiene X años en la ola de 2002, entonces tendrá $X+2$ en la ola de 2004, y así sucesivamente. Este supuesto permite la construcción de un panel a partir de encuestas de sección cruzada, en el que las cohortes de edad son las dimensiones de sección cruzada del panel. Así, los datos de esta cohorte de edad son observados a lo largo de las nueve olas. En cada ola, tomamos la media de las variables de interés de todas las observaciones a nivel individual que forman parte de cada cohorte, siendo estas medias por cohorte la unidad de observación. Las cohortes usadas para el análisis del efecto de la educación sobre participación política convencional, en concreto, voto, están definidas para individuos nacidos hasta 1983. El motivo para usar este como último año es que de esta forma garantizamos que todos los individuos de todas las cohortes de la muestra hayan podido participar en todas las elecciones celebradas entre los años 2000 y 2019. De este modo el individuo más joven de la muestra tiene 20 años. En las cohortes usadas para el análisis del resto de variables consideramos a todos los individuos nacidos a partir de 1987. De esta forma garantizamos

que han podido trabajar (es decir, son mayores de 16 años) desde la primera ola.

Hemos usado tres tamaños de cohorte. En primer lugar, construimos cohortes de cinco años. La selección del intervalo de cinco años se debe a que es el mínimo que nos permite contar con una media de observaciones superior a 100 (si bien algunas cohortes tienen un número inferior de observaciones). Un tamaño inferior a 100 podría introducir sesgos en la estimación de pseudopanel (Verbeek y Nijman, 1992, 1993). La segunda definición de cohorte usa un intervalo de seis años. Finalmente, usamos una tercera definición consistente en cohortes de siete años.

Las variables fundamentales que usamos en el análisis son las distintas medidas de participación política, años de estudio, edad y comunidad autónoma de residencia. Además, en algunas estimaciones usaremos como controles adicionales algunas características individuales (sexo, si el individuo es inmigrante) y relativas a las características familiares de joven del individuo (en concreto, si tuvo familia con nivel educativo bajo, entendiendo como tal que el nivel educativo de los padres es de primaria). Por último, también consideramos una variable binaria que captura el efecto de la Gran Recesión (es igual a 1 si el individuo realizó la encuesta en 2008 o más tarde).

El cuadro n.º 1 muestra estadísticos descriptivos básicos basados en observaciones individuales de las dos muestras usadas en el análisis y comentadas anteriormente. La primera se refiere a los individuos que pudieron votar en las elecciones previas a la ola de 2002 (nacidos antes de 1983), y supone un total de 13.127 observaciones. El número medio de años de estudio es de 12 y la edad media es de 51,13. Hay cerca de un 9 por 100 de inmigrantes y un 83,5 por 100 tiene familia con nivel educativo bajo. La segunda muestra, con un total de 14.095 individuos, se refiere a aquellos con al menos 16 años en 2002 (nacidos antes de 1987). El número medio de años de estudio es ligeramente superior a 12 y la edad media es de 49,42. Hay cerca de 9 por 100 de inmigrantes y un 82 por 100 tiene familia no educada. Esta es la muestra que usamos para analizar el resto de modalidades de participación política distintas al voto.

Como comentamos anteriormente, en relación con las medidas de participación política vamos a distinguir entre las medidas de tipo convencional y las no convencionales. En el cuadro n.º 1 vemos las tasas de participación en estas actividades en la muestra.

CUADRO N.º 1
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

	MUESTRA 1		MUESTRA 2	
	MEDIA	DT	MEDIA	DT
Participación convencional				
Voto	0,829	0,377		
Trabajar en un partido			0,202	0,402
Campaña			0,092	0,289
Participación no convencional				
Manifestación			0,213	0,409
Boicot			0,135	0,342
Firma petición			0,269	0,443
Años de estudio	11,99	4,92	12,14	4,90
Edad	51,13	15,81	49,42	16,57
Mujer	0,507	0,500	0,505	0,5
Inmigrante	0,089	0,285	0,091	0,288
Familia no educada	0,835	0,371	0,82	0,384
Gran Recesión	0,52	0,5	0,523	0,5
Observaciones		13.127		14.095

Nota: Muestra 1 recoge los nacidos antes de 1983. Muestra 2 recoge los nacidos antes de 1987.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ESS para España.

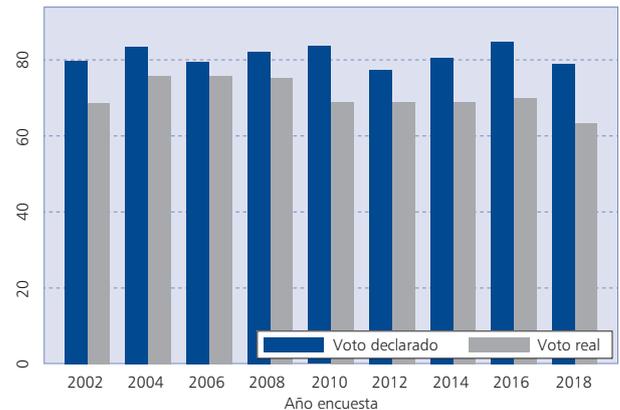
1. Participación convencional

Como medida de participación convencional vamos a considerar diferentes actividades relacionadas con participación en los procesos electorales. La primera recoge si el individuo declara que votó en las últimas elecciones generales. La segunda medida recoge si el individuo ha trabajado para un partido político o similar. Por último, consideramos otra variable que captura si el individuo ha participado en la campaña electoral a través de llevar un elemento identificativo de un grupo político.

El gráfico 1 muestra el porcentaje de individuos de la muestra que declaran haber votado junto a la tasa de participación real en las elecciones de referencia teniendo en cuenta la fecha de realización de la encuesta en cada ola (2).

En primer lugar, observamos que el voto declarado supera el 80 por 100 (en concreto, la media es de 82,9 como vemos en el cuadro n.º 1) mientras el voto real está alrededor del 70 por 100 (oscilando entre 68,7 y 75,6), cifras muy similares a las encontradas en países de nuestro entorno. En segundo lugar, vemos que la tasa de voto declarado es sistemáticamente superior a la tasa de participación real, siendo este un fenómeno bien conocido en la literatura desde al menos Silver, Anderson y Abram-

GRÁFICO 1
VOTO DECLARADO Y VOTO REAL
(Porcentajes)



Nota: En la encuesta de 2002 el voto declarado se refiere a las elecciones generales del año 2000; en las encuestas de 2004 y 2006 a las elecciones de 2004; en la encuesta de 2008 se refiere a las celebradas ese mismo año; la encuesta de 2010 (que se realizó en España en 2011) hace referencia a las elecciones de 2011, que serán también las elecciones de referencia de las encuestas de 2012 y 2014. En la encuesta de 2016 (que se realizó en España en 2017) las elecciones de referencia son las celebradas en 2016. Por último, en la encuesta de 2018 (que se realizó en España entre 2019 y 2020) las elecciones de referencia son las segundas de 2019.

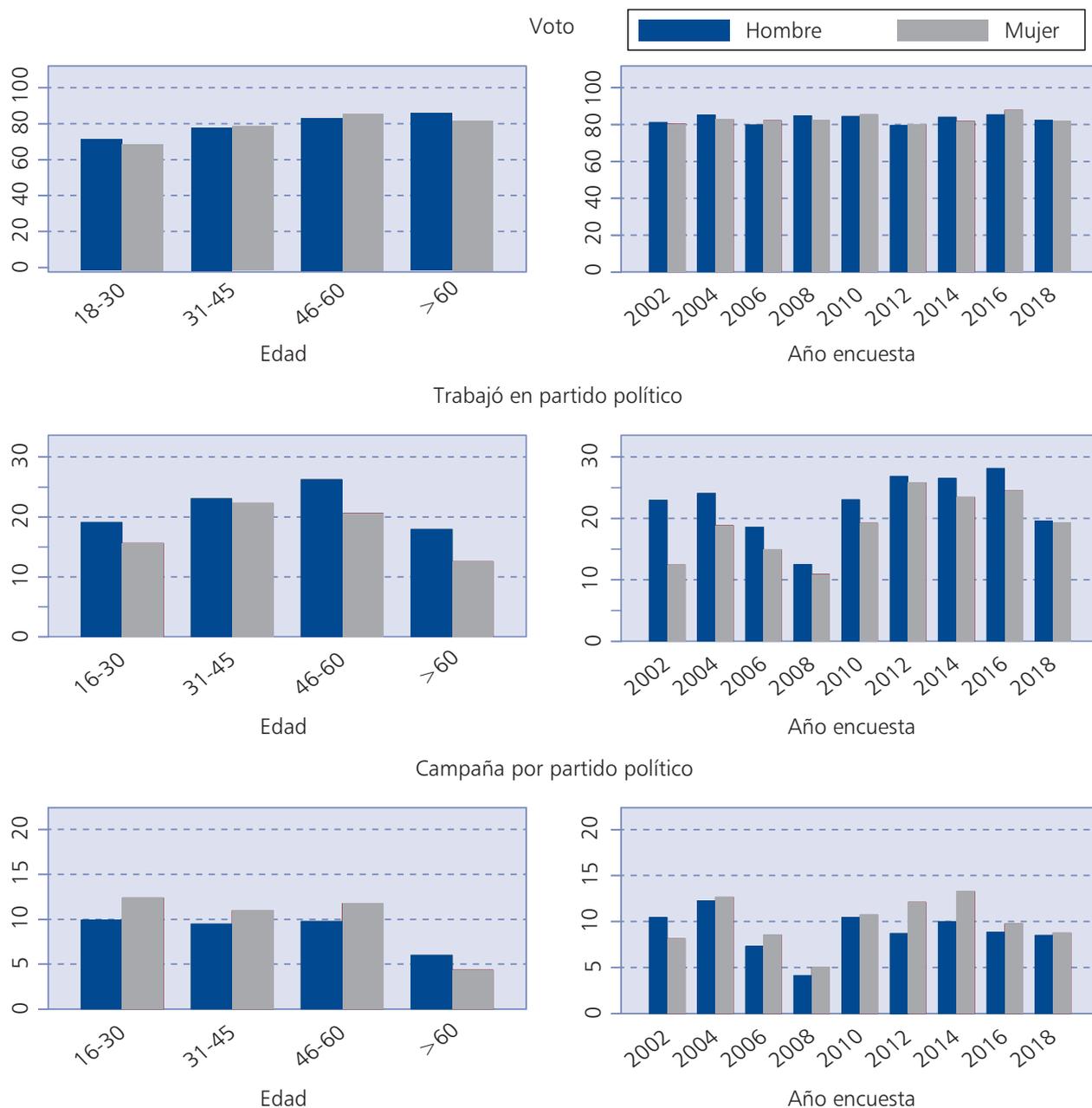
Fuentes: Elaboración propia a partir de datos de la ESS para España y Ministerio del Interior.

son (1986). Siedler (2010) y Milligan, Moretti y P. Oreopoulos (2004) encuentran evidencia de este fenómeno en Alemania el primero y Estados Unidos y el Reino Unido el segundo.

El gráfico 2 muestra la media de las variables de participación política convencional para hombres y mujeres, para individuos de distintas edades y en las distintas olas.

Como se puede observar no hay diferencias sistemáticas entre la tasa de voto declarado para hombres y mujeres, a la vez que observamos una mayor participación electoral para los individuos de más edad. Igualmente, se observa que la tasa de voto declarado no ha variado significativamente desde 2002. Por otra parte, observamos un porcentaje mayor de hombres que mujeres trabajando en un partido político. Esto es cierto para todos los intervalos de edad y en todas las olas. El intervalo de edad en que se observa un porcentaje mayor de individuos trabajando en partidos es el comprendido entre 31 y 60 años. Hasta las

GRÁFICO 2
PARTICIPACIÓN POLÍTICA CONVENCIONAL POR EDADES, AÑO ENCUESTA Y SEXO
(Porcentaje)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ESS para España.

elecciones de 2008 se observa un descenso en el porcentaje de individuos que trabajan para partidos, si bien desde 2008 se incrementa hasta descender algo en la última encuesta. Por último, la tasa de participación en campañas electorales

desciende con la edad, siendo mayor entre mujeres excepto entre los individuos mayores de 60 años. Presenta una evolución desde 2002 similar al porcentaje de individuos que trabajan para partidos políticos.

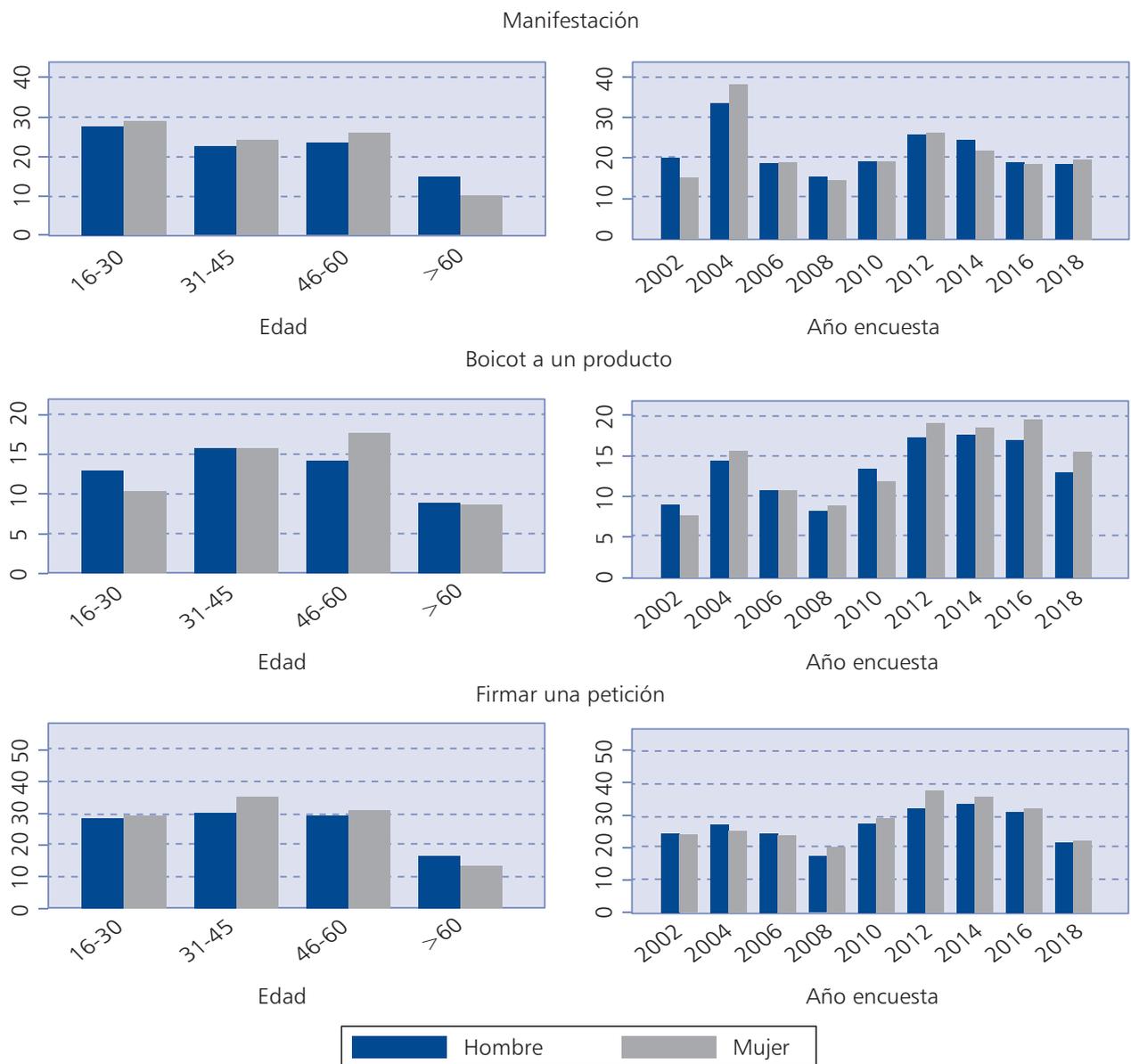
2. Participación no convencional

Como medidas de participación política no convencional vamos a considerar una serie de actividades no directamente relacionadas con los procesos electorales. En primer lugar, consideramos la participación en manifestaciones, si ha boicoteado ciertos productos por motivos políticos, si ha participado en

una manifestación y, por último, si la firmado una petición. Al igual que en las anteriores variables de participación política, todas estas variables son de tipo binario, siendo igual a 1 si el individuo declara haber participado en cada una de las actividades.

El gráfico 3 muestra las tasas de participación en estas actividades para hombres y mujeres para

GRÁFICO 3
PARTICIPACIÓN POLÍTICA NO CONVENCIONAL POR EDADES, AÑO ENCUESTA Y SEXO
(Porcentaje)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ESS para España.

distintos intervalos de edad y para las diferentes olas de la muestra.

Como podemos observar, el porcentaje de individuos que participan en manifestaciones desciende con la edad, si bien la participación vía boicot a productos y firmar peticiones podríamos decir que tiene forma de U invertida con la edad. En general, las mujeres son más activas en participación política no convencional, excepto para el intervalo de edad mayores de 60. La participación en manifestaciones se mantiene entre el 20 por 100 y 30 por 100 en todo el período excepto en 2004. Tanto la realización de boicots a productos como la firma de peticiones presentan un descenso hasta 2008, y aumento desde entonces hasta la última encuesta.

3. Educación

Respecto a la variable años de educación, la ESS muestra el nivel educativo más alto alcanzado por el individuo junto con el número de años que el individuo declara haber estudiado. Nosotros construimos la variable *años de estudio* usando la información declarada por el individuo, pero restringiendo los valores en caso de no ajustarse al nivel educativo alcanzado, de forma que no consideramos a los individuos que proporcionan información contradictoria a través de estas dos variables (3). En el cuadro n.º 1 observamos que el número medio de años de estudio de la muestra está en torno a 12.

IV. METODOLOGÍA

A continuación planteamos el modelo que estimamos, donde P_{it} es la medida de participación política del individuo i en el momento t , E_{it} recoge años de escolarización, X_{it} es un vector de características observables y $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ es el término de error, de forma que α_i captura el efecto fijo individual:

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 E_{it} + \beta_2 X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

Si el efecto fijo está correlacionado con los años de escolarización, la estimación de β_1 por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) usando datos de corte transversal estaría sesgada. Así, el uso de datos de panel podría aportar estimaciones consistentes, si bien la disponibilidad de este tipo de datos no es frecuente. Sin embargo, cuando tenemos datos de estudios transversales repetidos en el tiempo para una misma población, las estimaciones de pseu-

dopanel pueden solventar este problema también (véase, por ejemplo, Deaton, 1985). Para evitar este problema de estimador sesgado del impacto de la educación vamos a emplear esta estrategia econométrica de pseudopanel. Para ello dividimos la muestra de individuos en distintas cohortes c (por ejemplo, definidas por año de nacimiento). Así, podemos reescribir el modelo [1] en términos de las medias muestrales para cada cohorte c en distintos momentos de tiempo t :

$$\overline{P_{ct}} = \beta_0 + \beta_1 \overline{E_{ct}} + \beta_2 \overline{X_{ct}} + \overline{\alpha_{ct}} + \overline{\varepsilon_{ct}} \quad [2]$$

Es importante observar que, al tratarse de datos de pseudopanel, $\overline{\alpha_{ct}}$ podría cambiar a lo largo del tiempo puesto que las cohortes están formadas por individuos incluidos en las muestras de cada momento del tiempo, pero distintos entre sí. Por otra parte, $\overline{\alpha_{ct}}$ podría estar correlacionado con las variables observadas. Sin embargo, la estimación del modelo [2] puede dar estimaciones consistentes cuando las muestras de cada cohorte son suficientemente grandes de tal manera que el efecto fijo es aproximadamente constante en el tiempo, $\overline{\alpha_{ct}} \approx \overline{\alpha_c}$. De este modo, el error del modelo no está correlacionado con factores fijos en el tiempo para cada individuo. Este método permite así controlar por la heterogeneidad inobservable a nivel individual.

Para la estimación del modelo [2] necesitamos definir las cohortes. Como ya comentamos, la variable usada para definir las cohortes es el año de nacimiento. Es decir, cada observación usada para estimar el modelo [2] consiste en todos los individuos nacidos dentro un mismo período del tiempo y encuestados en una ola de la ESS. Usaremos un período de tiempo de 5, 6 y 7 años. El uso de estos períodos garantiza un número suficiente de individuos medio en cada cohorte para evitar sesgos en las estimaciones.

El término de error $\overline{\varepsilon_{ct}}$ en [2] es heterocedástico dado que el número de individuos representados en cada celda del pseudopanel de datos puede variar considerablemente. Corregimos esta heteroscedasticidad usando una estimación de mínimos cuadrados generalizados donde cada cohorte está ponderada con la raíz cuadrada del número de observaciones en la misma (Himaz y Aturupane, 2016; o Warunsiri y McNown, 2010). Además, también usamos errores estándar robustos. Este modelo de pseudopanel es comparado con un análisis individual en el que se introducen las mismas variables excepto los

efectos fijos de cohorte. Las variables de control utilizadas deben variar con el tiempo y pudieran estar correlacionadas con cambios en los años de escolarización o con la participación política de las distintas cohortes. Así, utilizamos edad y región de residencia en el modelo base. Para testar la robustez de los resultados también consideramos el sexo, si el individuo es inmigrante, el nivel educativo de los padres, y una variable binaria para controlar por posibles efectos de la Gran Recesión en la participación política (es igual a 1 para observaciones procedentes de encuestas de 2008 en adelante).

V. RESULTADOS

Los cuadros n.º 2 y n.º 3 muestran los resultados de la estimación del efecto de los años de escolarización en las distintas medidas de participación política convencional y no convencional, respectivamente. Las columnas (1) y (2) muestran los resultados de la estimación MCO basada en los datos individuales de sección cruzada. La estimación incluye ocho variables binarias para capturar efectos fijos temporales. Los resultados de la estimación del pseudopanel se muestran en las columnas (3) a (8). Todas estas estimaciones

CUADRO N.º 2

EDUCACIÓN Y PARTICIPACIÓN POLÍTICA CONVENCIONAL

	DATOS INDIVIDUALES (SECCIÓN CRUZADA)		DATOS PSEUDOPANEL (MEDIAS 5 AÑOS)		DATOS PSEUDOPANEL (MEDIAS 6 AÑOS)		DATOS PSEUDOPANEL (MEDIAS 7 AÑOS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Voto								
Años de estudio	0,0091*** (0,0008)	0,0089*** (0,00087)	0,0304** (0,0123)	0,0240* (0,01218)	0,0276* (0,01416)	0,0198 (0,015)	0,0324 (0,01964)	0,013 (0,01965)
Observaciones individuales	11.198	10.892	11.198	10.892	11.198	10.892	11.198	10.892
Observaciones: Cohorte-año			90	90	72	72	63	63
Media obs. por cohorte-año			124,4	121	155,5	151,3	177,7	172,9
R ²	0,04	0,07	0,69	0,69	0,73	0,72	0,75	0,77
Trabajar para un partido								
Años de estudio	0,0190*** (0,00079)	0,0160*** (0,00087)	0,0113 (0,01243)	0,0036 (0,0097)	0,0116 (0,01018)	0,0041 (0,01112)	0,0163 (0,01328)	0,0112 (0,01352)
Observaciones individuales	12.668	12.325	12.668	12.325	12.668	12.325	12.668	12.325
Observaciones: Cohorte-año			99	99	81	81	72	72
Media obs. por cohorte-año			128	124,5	156,4	152,2	175,9	171,2
R ²	0,06	0,07	0,66	0,74	0,74	0,78	0,79	0,8
Participar en campaña								
Años de estudio	0,0067*** (0,00058)	0,0059*** (0,00064)	0,0055 (0,00735)	-0,0007 (0,00601)	0,005 (0,00832)	-0,001 (0,0079)	-0,0029 (0,00938)	-0,0063 (0,00811)
Observaciones individuales	12.669	12.326	12.669	12.326	12.669	12.326	12.669	12.326
Observaciones: Cohorte-año			99	99	81	81	72	72
Media obs. por cohorte-año			128	124,5	156,4	152,2	176	171,2
R ²	0,02	0,03	0,66	0,72	0,72	0,77	0,74	0,82
Incluye sexo, inmigrante, Gran Recesión	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ

Nota: Todas las estimaciones incluyen como controles la edad, la edad al cuadrado y la comunidad autónoma de residencia. Errores estándar robustos entre paréntesis; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ESS para España.

CUADRO N.º 3

EDUCACIÓN Y PARTICIPACIÓN POLÍTICA NO CONVENCIONAL

	DATOS INDIVIDUALES (SECCIÓN CRUZADA)		DATOS PSEUDOPANEL (MEDIAS 5 AÑOS)		DATOS PSEUDOPANEL (MEDIAS 6 AÑOS)		DATOS PSEUDOPANEL (MEDIAS 7 AÑOS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Asistencia manifestación								
Años de estudio	0,0148*** (0,0008)	0,0130*** (0,00089)	0,0048 (0,01425)	0,0001 (0,01462)	0,0044 (0,01432)	-0,0076 (0,01766)	0,0029 (0,02002)	-0,0054 (0,02273)
Observaciones individuales	12.672	12.329	12.672	12.329	12.672	12.329	12.672	12.329
Observaciones: Cohorte-año			99	99	81	81	72	72
Media obs. por cohorte-año			128	124,5	156,4	152,2	176	171,2
R ²	0,06	0,07	0,71	0,72	0,73	0,74	0,76	0,77
Boicot								
Años de estudio	0,0133*** (0,00067)	0,0114*** (0,00074)	0,0107 (0,00863)	0,0055 (0,00879)	0,009 (0,00964)	0,0042 (0,01066)	0,0197 (0,01178)	0,0146 (0,01243)
Observaciones individuales	12.660	12.320	12.660	12.320	12.660	12.320	12.660	12.320
Observaciones: Cohorte-año			99	99	81	81	72	72
Media obs. por cohorte-año			127,9	124,4	156,3	152,1	175,8	171,1
R ²	0,05	0,05	0,73	0,75	0,74	0,74	0,8	0,8
Firma peticiones								
Años de estudio	0,0191*** (0,00087)	0,0164*** (0,00095)	0,025 (0,0171)	0,0124 (0,01303)	0,0306** (0,01512)	0,0205 (0,01419)	0,0247 (0,01878)	0,0161 (0,01667)
Observaciones individuales	12.670	12.328	12.670	12.328	12.670	12.328	12.670	12.328
Observaciones: Cohorte-año			99	99	81	81	72	72
Media obs. por cohorte-año			128	124,5	156,4	152,2	176	171,2
R ²	0,07	0,08	0,74	0,82	0,78	0,84	0,84	0,88
Incluye sexo, inmigrante, Gran Recesión	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ	NO	SÍ

Nota: Todas las estimaciones incluyen como controles la edad, la edad al cuadrado y la comunidad autónoma de residencia. Errores estándar robustos entre paréntesis; * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ESS para España.

incluyen efectos fijos de cohorte. Las columnas (3)-(4) se basan en medias de cohortes de 5 años, las columnas (5)-(6) en cohortes de 6 años y, por último, las columnas (7)-(8) en cohortes de 7 años. Las columnas (1), (3), (5) y (7) muestran los resultados del modelo base en el que controlamos por edad, edad al cuadrado y comunidad autónoma de residencia. Las columnas (2), (4), (6) y (8) incorporan características como el sexo, si el individuo es inmigrante, si tiene padres con nivel educativo bajo y la variable binaria de Gran Recesión.

En el cuadro n.º 2 podemos ver los resultados de la estimación del efecto de los años de escolarización en las distintas medidas de participación política convencional: voto, trabajar en un partido, participar en una campaña electoral.

El efecto de la educación medida a través del estimador MCO [columnas (1) y (2)] muestra que un año adicional de estudios incrementa la probabilidad de declarar haber votado entre 1,28 y 1,46 puntos porcentuales (la media de la muestra es 82,9 por 100). Estos estimadores MCO tienen un

tamaño similar a otros encontrados en la literatura. Por ejemplo, está muy próximo al incremento de casi un punto porcentual encontrado por Siedler (2010) para Alemania o Borgonovi, d'Hombres y Hoskins (2010) para un conjunto de países europeos. En relación con la asociación entre educación y las otras medidas de participación política convencional, encontramos que un año adicional de estudios aumenta la probabilidad de trabajar en un partido político y para una campaña electoral cerca de 2 y 0,7 puntos porcentuales, respectivamente. Los errores estándar de todas estas estimaciones son de 0,0009 o menores lo que implica que los coeficientes son estadísticamente distintos de cero al 1 por 100.

Los resultados del modelo pseudopanel muestran un efecto positivo de los años de estudio sobre la probabilidad de votar de mayor tamaño si bien con una menor significatividad que las estimaciones por MCO. En concreto, solo es significativo en las muestras de cohortes de 5 años y la de 6 años sin controles adicionales. Sin embargo, debemos tomar estos resultados con cautela pues el tamaño medio de las cohortes (124 y 121) solo ligeramente por encima del sugerido en la literatura (además, el 28 por 100 de las cohortes utilizadas tienen menos de 100 observaciones). Ninguna de las estimaciones de los modelos de pseudopanel sobre las otras medidas de participación convencional muestran efectos significativos de la educación. Como podemos observar, los errores estándar aumentan de forma considerable respecto a los de las estimaciones MCO (como es común en otros estudios que usan esta metodología para estimar efectos de la educación). Dicho de otro modo, superar los posibles sesgos impone un coste en términos de eficiencia, que puede ser especialmente preocupante cuando las muestras son relativamente reducidas como esta.

En el cuadro n.º 3 podemos ver los resultados de la estimación del efecto de los años de escolarización en las distintas medidas de participación política no convencional: asistir a una manifestación, boicotear productos y firmar peticiones.

El efecto de la educación medida a través del estimador MCO muestra una asociación positiva entre la educación y todas las medidas de participación política. En concreto, un año adicional de estudios incrementa la probabilidad de declarar haber participado en una manifestación entre 1,3 y 1,5 puntos porcentuales, haber realizado boicot

a productos entre 1,1 y 1,3 y haber firmado una petición entre 1,6 y 2 puntos porcentuales. Como podemos observar, al igual que en el cuadro n.º 2, los errores estándar están por debajo de 0,0008 por lo que los coeficientes son significativos al 1 por 100. Esta asociación positiva entre educación y participación política está en línea con la encontrada en la literatura ya mencionada. Sin embargo, casi ninguna de las estimaciones de los modelos de pseudopanel sobre estas medidas de participación no convencional muestran efectos significativos de la educación (con la excepción de firmar una petición, con cohortes de seis años y solo si incluimos edad y regiones como controles).

Para concluir, en este trabajo no encontramos evidencia de que un aumento en el número de años de estudio suponga un incremento en la participación política. Estos resultados son similares a otros encontrados en la literatura para países de nuestro entorno (Siedler, 2010; Borgonovi, d'Hombres y Hoskins, 2010; Bellani *et al.*, 2020).

VI. DISCUSIÓN

La relación positiva entre educación y diferentes formas de participación política es bien conocida en la literatura. Sin embargo, la posible relación causal entre ambas es una cuestión aún sujeta a cierto debate. En este trabajo exploramos esta relación en el contexto de España. Nuestros resultados no aportan evidencia sobre la existencia de tal causalidad.

La estrategia metodológica que hemos seguido, si bien permite corregir en cierto modo el sesgo por heterogeneidad inobservable, tiene una serie de limitaciones. En primer lugar, al usar cohortes como unidad de análisis disminuye la muestra de estimación y, por tanto, aumenta el error estadístico asociado. La definición de cohorte es clave en este punto. Cuanto más elevado sea el número de observaciones dentro de cada cohorte, más nos acercamos al supuesto de que la media del efecto fijo no varía en el tiempo y, en consecuencia, habrá un menor sesgo en las estimaciones (ver modelo [2]). Al mismo tiempo, esto hace que las observaciones utilizadas en el análisis, y por ello la precisión del estimador, se reduzcan (Guillerm, 2017). Para tratar de aliviar este aspecto en el análisis se incluyen tres diferentes tamaños de cohortes a modo de robustez. En segundo lugar, este enfoque no permite controlar por otros problemas relacionados con causalidad inversa o variables inobservables que

cambian para una cohorte a lo largo del tiempo. Por ejemplo, trabajar en un partido político podría influir en el interés por seguir estudiando. Por otro lado, ciertas características inobservables que cambian de un período a otro podrían afectar a los años de estudio y a la participación política al mismo tiempo, sesgando, por tanto, las estimaciones. En este sentido, las estrategias basadas en la explotación de variaciones exógenas en los años de escolarización podrían ser una alternativa adecuada si bien, como ya comentamos, no parece el enfoque adecuado para el caso de España. En la literatura reciente se han utilizado las reformas educativas llevadas a cabo a lo largo del siglo XX para instrumentalizar los cambios en años de educación (Milligan, Moretti y Oreopoulos, 2004).

Por otro lado, consideramos importante mencionar que las medidas de participación política usadas son comportamientos declarados, si bien podrían no ser reales. Sería recomendable, por tanto, disponer de información sobre los datos registrados. Por ejemplo, un estudio reciente para Suecia ha encontrado un impacto positivo de los años de estudio sobre el voto registrado, si bien no en todos los tipos de elecciones (Ahlskog, 2020).

Por último, en este estudio no encontramos evidencia de un impacto positivo del número de años de estudio sobre la participación política. Sin embargo, esto no implica que una mejora en la calidad de la educación recibida no pueda tener efectos positivos sobre participación. Por ejemplo, Pischke y VonWachter (2008) encuentran evidencia para Alemania de que las reformas educativas aumentaron la media de años de estudio, pero no la calidad de la educación ofrecida. Si las sucesivas reformas obligan a los adolescentes a permanecer más tiempo en el sistema educativo, pero esa educación es de baja calidad, su efecto puede ser muy débil (como estos autores encuentran). Por tanto, cualquier política que pretenda mejorar actitudes cívicas deberá enfocarse no únicamente en un incremento en la tasa de escolarización, sino también a una mejora en la calidad de la formación ofrecida.

NOTAS

(1) La encuesta se realiza a partir de unos cuestionarios que comprenden dos módulos: uno nuclear y otro complementario. El módulo central, que se administra en todas las olas recoge datos relativos a circunstancias socioeconómicas de los encuestados, salud, bienestar general, valores, religión y participación e interés político. El módulo complementario recoge la actitud de los encuestados frente al cambio climático y cuestiones energéticas, así como su actitud ante los cambios políticos y económicos que se producen en la Unión Europea.

(2) Para más detalle ver fecha de realización de encuestas en el Apéndice Técnico del *European Social Survey*.

(3) En concreto, los que tienen menos de 4 o más de 35 años de estudio; aquellos que declaran tener estudios de primaria y más de 12 años de estudio, o estudios de primer ciclo de secundaria y más de 14; los que indican tener más de 17 o menos de 10 y declaran tener hasta el segundo ciclo de secundaria; aquellos que indican más de 25 años de estudio y postsecundaria no obligatoria como su nivel educativo más alto; y finalmente los que indican tener estudios universitarios (licenciatura, diplomatura) y declaran menos de 14 o más de 27 años de estudio.

BIBLIOGRAFÍA

- AHLSKOG, R. (2020). Education and voter turnout revisited: Evidence from a Swedish twin sample. *Electoral Studies*. En prensa.
- ANDUIZA, E., CRISTANCHO, C. y SABUCEDO, J. M. (2014). Mobilization through online social networks: the political protest of the indignados in Spain. *Information, Communication & Society*, 17(6), pp. 750-764.
- ANDUIZA, E., JENSEN, M. y JORBA, L. (eds.) (2012). *Digital Media and Political Engagement around the World: A comparative analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- BARRO, R. y LEE, J.-W. (2013). A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. *Journal of Development Economics*, vol 104, pp.184-198.
- BELLANI, L., HIDALGO-HIDALGO, M. y ROBLES-ZURITA, J. A. (2020). *Education and political participation across Europe*. Universidad Pablo de Olavide. Mimeo.
- BORGONOV, F., D'HOMBRES, B. y HOSKINS, B. (2010). Voter turnout, information acquisition and education: Evidence from 15 European countries. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1).
- DEE, T. S. (2004). Are there Civic Returns to Education? *Journal of Public Economics*, 88(9-10), pp. 1697-1720.
- GLAESER, E. L., LA PORTA, R., LOPEZ DE SILANES, F. y SHLEIFER, A. (2004). Do Institutions Cause Growth? *Journal of Economic Growth* 9, pp. 271-303.
- GLAESER, E., PONZETTO, G. y SHLEIFER, A. (2007). Why does democracy need education? *Journal of Economic Growth*, 12, pp. 77-99.
- GRAY, M. y CAUL, M. (2000). Declining voter turnout in advanced industrial democracies, 1950-1997. *Comparative Political Studies*, 33(9), pp. 1091-1122.
- GUILLERM, M. (2017). Pseudo-panel methods and an example of application to Household Wealth data. *Economie et Statistique*, 491(1), pp. 109-130.
- HANUSHEK, E. (2002). Publicly provided education. En A. AUERBACH, M. FELDSTEIN (eds.), *The Handbook of Public Economics*, vol. 3 (2015-2141 pp.). Amsterdam: Elsevier.

- HIMAZ, R. y ATURUPANE, H. (2016). Returns to education in Sri Lanka: a pseudopanel approach. *Education Economics*, 24(3), pp. 300-311.
- KOSTADINOVA, T. (2003). Voter turnout dynamics in post-Communist Europe. *European Journal of Political Research*, 42(6), pp. 741-759.
- LEE, J.-W. y LEE, H. (2016). Human Capital in the Long Run. *Journal of Development Economics*, 122, pp. 147-169.
- LIPSET, S. (1959). Some social requisites for democracy: Economic development and political legitimacy. *American Political Science Review*, 53(1), pp. 69-105.
- (1976). *Political Man*. London: Heinemann.
- LOCHNER, L. (2011). Nonproduction Benefits of Education: Crime, Health, and Good Citizenship. En E. HANUSHEK y F. WELCH (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, 4 (pp. 184-282, chapter 2). Amsterdam: Elsevier BV.
- MEYER, A. G. (2017). The impact of education on political ideology: Evidence from European compulsory education reforms. *Economics of Education Review*, 56, pp. 9-23.
- MILES, D. (2006). Can we teach civic attitudes? *Documento de Trabajo* 0603. Universidade de Vigo.
- MILLIGAN, K., MORETTI, E. y OREOPOULOS, P. (2004). Does Education Improve Citizenship? Evidence from the United States and the United Kingdom. *Journal of Public Economics*, 88(9-10), pp. 1667-1695.
- MOCAN, N. y POGORELOVA, L. (2017). Compulsory schooling laws and formation of beliefs: Education, religion and superstition. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 142, pp. 509-539.
- NIE, N. H., JUNN, J. y STEHLIK-BARRY, K. (1996). *Education and Democratic Citizenship in America*. Chicago: University of Chicago Press.
- PISCHKE, J. y VON WACHTER, T. (2008). Zero returns to compulsory schooling in Germany: evidence and interpretation. *Review of Economics and Statistics*, 90(3), pp. 592-598.
- PRZEWORSKI, A., ALVAREZ, M., CHEIBUB, J. A. y LIMONGI, F. (2000). *Democracy and Development: Political Institutions and Well-being in the World, 1950-1990*. Cambridge: Cambridge University Press.
- SIEDLER, T. (2010). Schooling and Citizenship in a Young Democracy: Evidence from Postwar Germany. *Scandinavian Journal of Economics*, 112(2), pp. 315-338.
- SILVER, B. D., ANDERSON, B. A. y ABRAMSON, P. R. (1986). Who overreports voting? *American Political Science Review*, 80(2), pp. 613-624.
- UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (2018). *Índices e indicadores de desarrollo humano. Actualización estadística de 2018*. Washington DC. (2018 Statistical Update).
- VERBA, S., SCHOLZMAN, K. L. y BRADY, H. E. (1995). *Voice and Equality*. Cambridge: Harvard University Press.
- VERBEEK, M. (2008). Pseudo-panels and repeated cross-sections. En L. MÁTYÁS y P. SEVESTRE (eds.), *The Econometrics of Panel Data, Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*, 46 (369-383 pp.). Berlin Heidelberg: Springer.
- VERBEEK, M. y NUMAN, T. (1992): «Can cohort data be treated as genuine panel data?» In *Panel data analysis* (9-23 pp.). Physica-Verlag HD.
- (1993) Minimum MSE estimation of a regression model with fixed effects from a series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59, pp. 125-136.
- WARUNSIRI, S. y McNOWN, R. (2010). The returns to education in Thailand: A pseudopanel approach. *World Development*, 38(11), pp. 1616-1625.