

PONTIFICIA UNIVERSIDAD JAVERIANA
Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas
Maestría en Economía

“El efecto del capital social sobre la participación electoral: una aproximación mediante modelos de elección discreta”.

Presentada por:

Willian Guillermo Duque - José Vicente Ríos Ayala

Director:

Enrique Javier Burbano Valencia

Trabajo presentado para optar el título de Magister en Economía de la Pontificia

Universidad Javeriana

Bogotá D.C.

2019

Resumen

La teoría del Capital Social es un marco en que la convergencia entre Economía y Política ha venido ofreciendo explicaciones cada vez más robustas acerca de la participación electoral. A partir de datos de la Encuesta de Cultura Política hecha en Colombia en el año 2015 – post elecciones presidenciales- aquí se construyen tres índices de Capital Social, que se usan en un modelo *Probit* con variable instrumental para hallar evidencia de la relación causal positiva de este factor sobre la probabilidad de votar de los ciudadanos. Además, se encuentra que este efecto es heterogéneo a escala de región y a través de la ideología política de los votantes. En regiones como el Caribe o el Oriente del país, la proporción de individuos cuya probabilidad de votar se ve afectada por el Capital Social es más baja que las otras regiones del país.

Palabras clave: *Participación electoral, Capital Social, Elecciones presidenciales.*

Contenido

1. Introducción	4
2. Teoría y evidencia sobre la relación entre Capital Social y participación política	6
3. Metodología	10
3.1. Datos	10
3.2. Estrategia de identificación	13
3.2.1. Instrumentos	16
4. Resultados	17
4.1. Análisis de la dirección y significancia del efecto del Capital Social	17
4.2. Efectos heterogéneos	21
4.2.1 Efecto marginal del Capital Social por región	22
4.2.2 Efecto marginal del Capital Social por ideología política	24
5 Conclusiones	26
Referencias	26
Anexos	30

1. Introducción

La participación política ciudadana es factor muy importante de evolución institucional en los países que aún están rezagados en términos de desarrollo económico (Heo y Tan, 2001; Gerring, Thacker y Alfaro, 2012). En el caso de América Latina, Fergusson y Querubín (2018^[u1]) muestran que el bajo desempeño económico y la problemática social del continente están íntimamente relacionados con el desempeño de los mecanismos detrás de la participación política ciudadana. La ausencia de motivaciones para el uso de estos - por ejemplo, para los que sirven para la vigilancia y control del desempeño público - crea incentivos para que los políticos y funcionarios públicos no tomen decisiones guiadas por el interés colectivo, haciendo que las políticas desastrosas sean comunes en la región.

Este trabajo se enfoca en la participación electoral, quizá uno de los mecanismos de participación ciudadana más importantes en los sistemas democráticos pues, además, su nivel es indicador de la confianza que los electores hacia las instituciones y el Estado. Sin embargo, esta confianza no surge de forma espontánea y puede variar a través del tiempo, el espacio geográfico y aspectos como el Capital Social (CS). Este es una capacidad que surge de la prevalencia de la confianza entre los miembros de una sociedad y puede estar presente en la familia, o a escalas superiores como la localidad, ciudad, región o nación. La principal diferencia entre el CS y las otras formas de capital (físico, humano, etc.) es que este se transmite a través de mecanismos culturales como la religión, la tradición o los hábitos históricos (Fukuyama, 1995).

Dado que el CS es una medida de la confianza que tienen los individuos de una sociedad entre sí^[u2], su mayor presencia se ha asociado directamente con la participación política y electoral (Putnam, 2001; Putnam et al., 1993). Planteados este par de conceptos, el objetivo principal de ese trabajo es determinar si el CS tiene efectos sobre la participación electoral para el caso de Colombia. El caso de estudio son las elecciones presidenciales realizadas en 2014.

Aunque este país de latinoamericano se ha caracterizado por tener una de las democracias más estables - lo que lo hace un caso paradigmático e interesante - la participación electoral

en las elecciones presidenciales¹ (que se realizan cada cuatro años), se ha destacado por un nivel de abstencionismo relativamente alto (Barrero et al., 2013), aun cuando es factible la participación de candidatos de los diferentes partidos o movimientos políticos o coaliciones de los mismos. Por ejemplo, en 2014, los candidatos en la primera vuelta fueron Clara López (Polo Democrático), Enrique Peñalosa (Partido Verde), Juan Manuel Santos (Coalición Unidad Nacional), Marta Lucia Ramírez (Partido Conservador) y Oscar Iván Zuluaga (Centro Democrático) pertenecían a diferentes orillas políticas entre la izquierda y la derecha. Mientras que en la vuelta fueron Santos y Zuluaga, siendo ganador el primero.

Una motivación adicional para este trabajo, que además daría robustez a los resultados, radica en explorar como el efecto del CS sobre la participación electoral varía de acuerdo con las heterogeneidades geográficas del país, específicamente por regiones. Las regiones que han estado históricamente aisladas y no han contado con una fuerte presencia del Estado suelen tener bajas tasas de participación electoral (Sierra, 2003; Smitmans y Teresa, 2017). Un ejemplo de esto para Colombia es la región Oriental. Así mismo, se explora la heterogeneidad generada por la ideología política de los votantes quienes se pueden identificar como pertenecientes a Izquierda, Centro o Derecha.

Este trabajo hace uso información sobre los ciudadanos de Colombia disponible en la Encuesta de Cultura Política (ECP) realizada por el DANE en 2015. A partir de estos datos se construye la variable dependiente “votó” o “no votó” en las elecciones presidenciales de 2014 y tres índices de CS. Para luego estimar mediante un modelo *Probit* con variable instrumental el efecto del CS sobre la probabilidad de que un ciudadano haya votado en las elecciones presidenciales de 2014.

La introducción de variables instrumentales, además de permitir inferir causalidad (más allá de una correlación) obedece a la necesidad de corregir el potencial problema de endogeneidad asociado a variables omitidas que son no observables en los datos y afectan al CS como la sociabilidad de los individuos (Atkinson y Fowler, 2014). La estrategia metodológica de este trabajo permite la búsqueda de una relación de causalidad entre la participación electoral y

¹ Actualmente estas elecciones utilizan el sistema de segunda vuelta, si el candidato ganador en primera vuelta no obtiene la mayoría absoluta (50% o más de todos los votos). Una hipotética segunda vuelta se realizar entre el candidato ganador en primera vuelta y el segundo con más votación.

el *CS*. Este aspecto diferencia este trabajo de otros que se han realizado anteriormente para Colombia como el Delgado e Ibarra (2018), cuya estrategia metodológica solo permite encontrar correlaciones y propone un solo índice de *CS*.

Los principales resultados muestran que el *CS* afecta positivamente a la participación electoral en elecciones presidenciales, lo que se alinea la mayoría de literatura acerca de este tópico. Se destacan tres posibles razones detrás de este resultado: 1) las normas de participación social y política que rigen en las comunidades que habitan los individuos, 2) el flujo de información sobre beneficios de la participación política entre los miembros de una comunidad, y 3) el deseo altruista de los habitantes por mejorar la situación en su comunidad.

Evidencia adicional revela que este efecto es heterogéneo por región e ideología política. El efecto del *CS* sobre la participación electoral de individuos que habitan de regiones que han estado históricamente más aisladas y no han contado con una fuerte presencia del Estado tiende a ser inferior. Al contrario de lo que sucede con individuos que manifiestan estar asociados a ideología políticas de centro-izquierda y derecha.

El resto de este trabajo se compone de cuatro secciones. En la segunda sección se presenta la teoría del *CS* y la evidencia que respalda su asociación con la participación política. En la Sección 3 se presenta una descripción de los datos y de la estrategia empírica y en las Secciones 4 y 5 se analizan los resultados de los ejercicios empíricos.

2. Teoría y evidencia sobre la relación entre Capital Social y participación política

Con relación a la teoría del *CS* se destacan los trabajos Bourdieu y Robert Putnam. El primero considera que el *CS* es un recurso propio individual que se produce y reproduce dentro de un determinado grupo social. Dicho proceso depende del tamaño de su red social y del tamaño relativo de sus otras formas de capital (cultural, económico, etc.). Según Bourdieu (1986), las redes sociales son claves porque permiten a los individuos acceder a diferentes privilegios económicos y no económicos en función sus interacciones.

En contraste, para Putnam el *CS* no es un valor individual sino colectivo de todas las redes sociales en las que participan los integrantes de una comunidad llevado por la confianza

(Putnam, 1995). Para el autor el CS es una fuerza activa de la sociedad en la cual sus individuos fomentan la cooperación y la creación de conocimiento entre sí. Este último aspecto, conecta el CS con la participación política y el fortalecimiento de la democracia (Putnam, 2001; Putnam et al., 1993).

Por otro lado, Atkinson y Fowler (2014), destacan tres argumentos teóricos para explicar la asociación directa entre CS y participación política. Primero, se destacan las normas implícitas de participación social de las comunidades y sus asociaciones (Putnam, 1993; Stolle, 1998). Segundo, el flujo de información sobre beneficios de la participación política entre los miembros de una comunidad (Berinsky, 2016; Berinsky, 2005). Tercero, es posible que los ciudadanos sientan un deseo altruista de mejorar la comunidad, el cual se ve fortalecido por la confianza que estos tengan con sus pares y que deriva en un aumento de la participación política (Fowler, 2006).

Lo anterior predice que un mayor CS, medido por ejemplo con el nivel de confianza entre integrantes de una red social implica una mayor participación política y, razonablemente, al fortalecimiento de la democracia. De hecho, tras estudiar los comportamientos sociales de comunidades italianas y su historial de participación en organizaciones colectivas, Putnam et al. (1993) encontró empíricamente que las comunidades con una mayor participación en asociaciones cívicas tenían mejores gobiernos, mayor efectividad de las instituciones democráticas, y presentaban una mayor participación política. Según él, este resultado indica que la participación en este tipo de organizaciones desarrolla un mayor sentimiento de pertenencia en la comunidad, ligado positivamente al nivel de confianza entre los miembros de la comunidad y a la creación de una mayor voluntad de participar en acciones colectivas en pro del bienestar del grupo social.

Desde el punto de vista de Putnam, las normas, la confianza y la cohesión social que caracterizan a las asociaciones cívicas son el CS de la comunidad que fomenta la participación política tendiente a mejorar el desarrollo de la comunidad. Estos hallazgos fueron reafirmados para países desarrollados por Ayala (2016), Norris (2002), Verba, Schlozman y Brady (1995), Stolle y Rochon (2016) – específicamente para Estados Unidos -, Moseer y Parry (1997) – para Reino Unido – y Hooghe y Marien (2013) – para Europa Continental -, Krishna (2016) - en la India - y Lee y Glasure (2007) - en Corea del Sur -,

Bwalya y Sukumar (2018) – en Ghana, Botswana, Namibia y Zambia -, y Anderson (2010), Klesner (2007) y Seligson (1999) – para Latinoamérica -. Además, estos trabajos han sido referentes para la línea de la literatura del CS que estudia su beneficio sobre los procesos democráticos (Anderson, 2010; Fukuyama, 1995; Mayer, 2003).

Otra razón que explica la relación positiva entre participación en asociaciones cívicas – como medida del CS – y la participación política - y electoral – gira, según Putnam (2001), Berinsky (2016) y Stolle (1998), en torno a la influencia de los pares al crear flujos de información cultural, social, política y económica. Entre esta información se destaca la que revela los beneficios sociales de votar, lo cual puede motivar a los integrantes de la asociación civil a ser electores. Esa motivación incluso puede asociarse a una presión social que determine la participación electoral (Gerber et al., 2008). Adicionalmente, las redes sociales al interior de las asociaciones cívicas pueden influir sobre las decisiones de las personas. En esta línea Nygard et al. (2015) encuentran que dichas redes alientan a las personas a votar, incluso en ausencia de una alta presión social, en adición es más probable que los individuos con más conexiones sociales decidan votar (Fowler, 2006; Verba et al., 1995).

Otro aspecto importante del efecto la membresía en las asociaciones cívicas y su relación con la participación política y electoral es su tamaño, de hecho, Geys (2006) encuentra que comunidades con tamaños pequeños y una mayor confianza entre sus miembros tienden a mantener participaciones políticas más elevadas que otras comunidades. El autor argumenta que esto se debe a que la presión social tiene un mayor impacto en comunidades pequeñas debido a que en las más grandes la información no se transmite tan rápido y las sanciones sociales por no votar son menos creíbles.

Otra serie de estudios ha encontrado evidencia que no favorece la predicción teórica de una relación positiva entre CS y la participación política. Kuenzi (2008) - para el caso de Nigeria -, halló una relación negativa entre el CS y la participación política, generada, según el autor por los problemas de corrupción al interior de las asociaciones cívicas, lo que reduce la confianza en las redes sociales al interior de las comunidades.

Mutz (2002) sugiere que, cuando los miembros de una asociación cívica perciben que los miembros de su colectivo social están favoreciendo determinados partidos políticos que generan conflictos en la red, la membresía a asociaciones cívicas puede implicar una

disminución de la participación política en la comunidad. A su vez, Atkinson y Fowler (2014) indican que es posible que incrementos exógenos en la participación en actividades comunitarias disminuyan la participación política debido a un efecto de saturación ligado al desinterés de participar en actividades adicionales (por ejemplo, políticas). Sin embargo, la evidencia encontrada por los autores indica que este efecto, aunque significativo, puede ser de una magnitud baja.

Es conveniente comentar que la mayoría de la evidencia aquí reseñada, salvo el trabajo de Atkinson y Fowler (2014), es correlacional pero no causal. Estos trabajos se preocuparon por comprobar las predicciones de Putnam, pero como señalan Atkinson y Fowler (2014), una primera debilidad de estos trabajos radica en que el CS no se distribuye de forma aleatoria en la sociedad, pues es construido por los individuos a través de generaciones y su disposición, además, difiere geográficamente.

Por otro lado, como el CS se puede construir precisamente mediante la participación electoral, se puede generar causalidad bidireccional entre ambas variables. Sin embargo, el fenómeno de causalidad bidireccional tiende a aparecer cuando se estudian las relaciones de largo plazo entre la participación electoral y el CS. Esto sucede dado que, en el largo plazo, una buena participación electoral en una comunidad permite que se acumulen mayores niveles de CS.

Otro posible problema de los trabajos anteriores puede ser el sesgo por omisión de variables. Como señalan Atkinson y Fowler (2014), hay variables inobservables relevantes que afectan la participación de los individuos y se pueden correlacionar con el CS como, por ejemplo, el nivel subyacente de sociabilidad del individuo. Scheufele y Shah (2000) y Gerber et al. (2011) indican que individuos con un mayor nivel de sociabilidad tienden a estar más involucrados en actividades comunitarias (CS) y a votar. En este trabajo se propone un método para controlar este tipo de sesgo.

3. Metodología

3.1. Datos

El objetivo de esta investigación es determinar el efecto de CS sobre la participación electoral. El caso de Colombia resulta metodológicamente plausible gracias a la disponibilidad de datos individuales provista por la Encuesta de Cultura Política (ECP) realizada en 2015 por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) luego de las elecciones presidenciales de 2014. Este instrumento tiene como objetivo generar información sobre aspectos de la cultura política basados en las percepciones y prácticas políticas de los mayores de edad (18 años) de las zonas urbanas. La muestra es de 32.614 observaciones (personas) y se recolectan variables relacionadas con el CS como las prácticas de participación social y ciudadana, las valoraciones y percepciones acerca de la democracia, su comportamiento electoral y demás atributos (DANE, 2017).

La ECP cuenta con una variable binaria que indica si el individuo votó (1) o no (0) en las elecciones presidenciales bajo estudio. A partir de esta pregunta se crea la variable dependiente. En cuanto al CS, como no es observable de manera directa se hace una aproximación razonable haciendo uso de algunas variables de la ECP. Al respecto, se proponen dos estrategias, a la luz de la revisión de la literatura para obtener un Índice de CS (ICS).

i. Índice simple (ICS)

Siguiendo a Delgado e Ibarra (2018), para la construcción del ICS se utilizó la pregunta P5368 realizada en la ECP, en la cual se indagó sobre la periodicidad en la asistencia de las personas a cuatro organizaciones voluntarias de representación política y social que están relacionadas con el CS: i) las Juntas de Acción Comunal (JAC), ii) grupos colectivos que promueven las minorías étnicas y sociales, iii) partidos y/o movimientos políticos, y iv) sindicatos. Las personas tenían las siguientes opciones para responder: a. Una vez por semana; b. Una o dos veces al mes; c. Una o dos veces al año; d. Nunca.

Así, para cada una de las opciones de respuesta se asignó un número asociado a la cantidad de veces al año que una persona podía asistir a este tipo de organizaciones. Teniendo en cuenta que un año cuenta con 52 semanas, las personas que contestaron la opción a. les fue

asignado el número 52; las de la opción b. 18; para las que contestaron la opción c. 2; y finalmente las que nunca asistieron (opción d.) un 0. Una vez contabilizada la asistencia a cada organización, se procedió a encontrar los individuos que más número de asistencias durante el año presentaba y, de igual forma, el que menos: 208 y 0, respectivamente. De modo que, la persona con puntaje de 208 asistió una vez a la semana durante todo el año a las reuniones de las cuatro organizaciones voluntarias mencionadas anteriormente. Dado lo anterior, si x_i el puntaje de cada individuo y X el agregado de la muestra, se construye el siguiente índice:

$$ICS = \frac{x_i - \text{mínimo}(X)}{\text{máximo}(X) - \text{mínimo}(X)} \quad (1)$$

ii. *Índice por correlaciones tetracóricas (ITCS)*

Siguiendo a Kolenikov y Angeles (2004) este tipo de índice se calcula con base en las respuestas binarias que indican si el individuo: i) confía en la democracia, ii) confía en el congreso, iii) conoce de actualidad política, iv) sabe de democracia, v) confía en las elecciones y vi) tiene afinidad con algún partido político; las cuales se representan con $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6$, respectivamente. Cada una de estas variables tiene asociada una variable latente $x_i^* \forall i = 1, \dots, 6$, tal que:

$$\begin{aligned} x_i = 1 &\Leftrightarrow x_i^* > 0 \\ x_i = 0 &\Leftrightarrow x_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Se parte del supuesto de que las seis variables latentes se distribuyen de acuerdo a una función de distribución normal conjunta:

$$\mathbf{x}^* = \begin{pmatrix} x_1^* \\ \vdots \\ x_6^* \end{pmatrix} \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) \quad (3)$$

Donde $\boldsymbol{\mu}$ es el vector de medias y $\boldsymbol{\Sigma}$ es la matriz de varianzas-covarianzas, la cual se restringe para que todas las varianzas sean iguales a uno, tal como se acostumbra. Por tanto, la función de distribución acumulada estará dada por:

$$\begin{aligned}
& \Phi(t_1, \dots, t_6; \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) \\
&= \int_{-\infty}^{t_1} \dots \int_{-\infty}^{t_6} \left[\frac{1}{|\boldsymbol{\Sigma}|(2\pi)^3} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{x}^* - \boldsymbol{\mu})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x}^* \right. \right. \\
&\quad \left. \left. - \boldsymbol{\mu}) \right] \right] dx_1 \dots dx_6 \quad (4)
\end{aligned}$$

Donde t_1, \dots, t_6 son variables mudas de integración. A partir de esta función se halla la verosimilitud de la muestra, $L(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$. Después, se maximiza esta última en los parámetros $\boldsymbol{\mu}$ y $\boldsymbol{\Sigma}$. Los elementos de $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ fuera de la diagonal se conocen como las correlaciones tetracóricas estimadas entre las variables binarias x_i . Es decir, la correlación tetracórica entre dos variables binarias, no es más que la correlación de Pearson entre las variables latentes asociadas. Finalmente, a partir de $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ se calcula el índice. Para esto, se aplica el método de componentes principales (PCA) a las variables x_i con base en la matriz de varianzas-covarianzas $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}$. El índice corresponde al componente asociado al valor propio más grande, esto es, el que explica la mayor variabilidad del sistema. Un primer índice se calcula con las seis variables antes mencionadas (*ICS pca1*). El segundo índice se calcula añadiendo al anterior conjunto variables *dummy* sobre si el individuo confía en las instituciones o no, y confía en la presidencia o no (*ICS pca2*). Estas dos variables se añaden para evaluar la robustez de los resultados cuando se añaden variables que se correlacionan en una forma más general con la confianza en la sociedad y el Estado, y no exclusivamente con la participación electoral, como si ocurre con las seis mencionadas del primer índice, haciendo de este índice el que más variables relacionadas con el CS utiliza de los tres.

iii) Controles

Se incluyen variables determinantes de la participación electoral siguiendo a Atkinson y Fowler (2014) y Bwalya y Sukumar (2018), como sexo, edad, estado civil (casado o no casado), nivel de educación (superior, bachillerato, primaria, ninguno), alfabetismo, creencias religiosas, pertenencia étnica (indígena, afrodescendiente, etc.), ocupación (trabajo, estudio), número de integrantes del hogar, servicios públicos en la vivienda, afinidad con algún partido político, si ha votado antes o no, y el nivel de ingreso salarial.

Considerando las heterogeneidades geográficas en la participación electoral (Atkinson y Fowler, 2014), también se incluyen *dummies* por región del votante: Caribe, Oriente, Centro,

Pacífico y Bogotá. Esto con el objeto de controlar por aquellos aspectos que hacen que algunas regiones (ej. Centro y Bogotá) tengan una mayor participación electoral. Entre los controles también se incluyen variables que identifican si el individuo tiene afinidad con alguna ideología política (izquierda, centro, derecha, ninguna).

3.2. Estrategia de identificación

Para probar la hipótesis de que *CS* (medido con los índices ya descritos) afecta positivamente la participación electoral se debe determinar su asociación con la probabilidad de ocurrencia de ese evento (“votar”), para ello se propone un modelo de respuesta binaria así:

$$y_{1i} = P(y_{1i} = 1 | \mathbf{x}_{1i}, y_{2i}) + \varepsilon_i = G(\beta_1 y_{2i} + \mathbf{x}_{1i}' \boldsymbol{\gamma}) + \varepsilon_i \quad (5)$$

Donde y_{1i} representa a la variable dependiente, y_{2i} representa al *CS*, \mathbf{x}_1 un vector que agrupa los controles mencionados en la sección de datos (incluyendo un vector de unos y excluyendo el *CS*) y ε_i es un componente de error. Aquí $G(z) \in (0,1)$, siendo z cualquier número real, de forma que la probabilidad de ocurrencia de y_{1i} esta entre cero y uno, lo que se asegura que G es una función de distribución acumulada. La forma de la función G depende del modelo a utilizar, siendo los más comunes el *Logit* y el *Probit*. En este trabajo se propone utilizar el modelo *Probit*. Este modelo puede derivarse a partir de un modelo de variable latente y_{1i}^* , tal que:

$$y_{1i}^* = \beta y_{2i} + \mathbf{x}_{1i}' \boldsymbol{\gamma} + u_i, \quad y_{1i} = 1[y_{1i}^* > 0] \quad (6)$$

Donde $y_{1i} = 1$ si $y_{1i}^* > 0$, esto es, si el evento “votar” es verdadero, y es igual a cero en otro caso. Además, se supone que u_i se distribuye de acuerdo a una distribución normal estándar (modelo *Probit*). Dado que la magnitud de β solo indicaría la dirección de la relación entre *CS* y $P(y_{1i} = 1 | \mathbf{x}_1)$, resulta necesario estimar su efecto marginal. Dado que *CS* es una variable aproximadamente continua, su efecto marginal sobre $P(y_{1i} = 1 | \mathbf{x}_1)$ se halla mediante la siguiente derivada parcial:

$$\frac{\partial P(y_1 = 1 | \mathbf{X})}{\partial y_2} = g(\beta y_2 + \mathbf{x}_1' \boldsymbol{\gamma}) \beta, \quad g(z) = \frac{\partial G}{\partial z} \quad (7)$$

(7) deja claro que, para obtener una buena estimación del efecto marginal, aparte de hacer una buena escogencia de la función $g(\cdot)$, se debe estimar de manera consistente el parámetro β . Para lograr esto último, se debe sortear la potencial endogeneidad del CS debido a la posible causalidad bidireccional con la participación electoral (Atkinson y Fowler, 2014). Para esto, se hace uso de un estimador basado en variables instrumentales. Esta estrategia se basa en Newey (1987). Para facilitar la exposición de esta, se escribe el modelo de una manera más compacta. Permitiendo que el vector \mathbf{z}_i agrupe a todas las variables del modelo, tanto a los controles como a la variable CS, entonces:

$$y_{1i}^* = \mathbf{z}_i' \boldsymbol{\delta} + u_i \quad (8)$$

$$y_{2i} = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\pi} + v_i \quad (9)$$

Donde $\mathbf{z}_i = (y_{2i}, \mathbf{x}_{1i}')'$, $\mathbf{x}_i = (\mathbf{x}_{1i}', \mathbf{x}_{2i}')'$, $\boldsymbol{\delta} = (\beta, \boldsymbol{\gamma}')$, $\boldsymbol{\pi} = (\boldsymbol{\pi}_1', \boldsymbol{\pi}_2')$. \mathbf{x}_i es un vector que agrupa tanto a las variables exógenas dentro del modelo (\mathbf{x}_{1i}) como a las variables exógenas excluidas del modelo, esto es, los instrumentos utilizados para identificar el efecto del CS sobre la probabilidad de votar (\mathbf{x}_{2i}). La ecuación 9 descompone a y_{2i} es una parte exógena ($\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\pi}$) y otra potencialmente endógena (v_i). La forma reducida de la ecuación de y_{1i}^* es:

$$y_{1i}^* = \beta y_{2i} + \mathbf{x}_{1i}' \boldsymbol{\gamma} + u_i \quad (10)$$

De la ecuación 5 sabemos que $y_{2i} = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\pi} + v_i$, por lo cual:

$$y_{1i}^* = \beta \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\pi} + \mathbf{x}_{1i}' \boldsymbol{\gamma} + \beta v_i + u_i$$

Sabemos que $\mathbf{x}_i = (\mathbf{x}_{1i}', \mathbf{x}_{2i}')'$, y $\boldsymbol{\pi} = (\boldsymbol{\pi}_1', \boldsymbol{\pi}_2')$, por lo tanto:

$$y_{1i}^* = \beta \mathbf{x}_{1i}' \boldsymbol{\pi}_1 + \beta \mathbf{x}_{2i}' \boldsymbol{\pi}_2 + \mathbf{x}_{1i}' \boldsymbol{\gamma} + \beta v_i + u_i \quad (11)$$

Reordenando los términos de forma matricial tenemos:

$$y_{1i}^* = (\mathbf{x}_{1i}', \mathbf{x}_{2i}') \begin{pmatrix} \boldsymbol{\pi}_1 & \mathbf{I} \\ \boldsymbol{\pi}_2 & \mathbf{0} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta \\ \boldsymbol{\gamma} \end{pmatrix} + \beta v_i + u_i \quad (12)$$

$$y_{1i}^* = \mathbf{x}_i' \mathbf{Q}(\boldsymbol{\pi}) \boldsymbol{\delta} + \eta_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\alpha} + \eta_i \quad (13)$$

Donde:

$$\eta_i = \beta v_i + u_i$$

$$\boldsymbol{\alpha} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\pi}_1 & \mathbf{I} \\ \boldsymbol{\pi}_2 & \mathbf{0} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta \\ \boldsymbol{\gamma} \end{pmatrix} = \mathbf{Q}(\boldsymbol{\pi}) \boldsymbol{\delta} \quad , \quad \mathbf{Q}(\boldsymbol{\pi}) = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\pi}_1 & \mathbf{I} \\ \boldsymbol{\pi}_2 & \mathbf{0} \end{pmatrix} \quad , \quad \boldsymbol{\delta} = \begin{pmatrix} \beta \\ \boldsymbol{\gamma} \end{pmatrix}$$

Para estimar el vector de parámetros de interés (δ), primero se deben estimar los parámetros α , lo cual se logra al correr un modelo *Probit* de y_{1i} en las variables exógenas x_i y el término de error estimado (\hat{v}_i), esto es, la estimación del componente de y_{2i} potencialmente endógeno. Este se obtiene como el residuo de la ecuación 9 estimada por medio de MCO². En la estimación del modelo *Probit*, los coeficientes de las variables exógenas (x_i) corresponderán a $\hat{\alpha}$, y en la estimación de la ecuación 9, los coeficientes de estas mismas corresponderán a $\begin{pmatrix} \hat{\pi}_1 \\ \hat{\pi}_2 \end{pmatrix}$. Dados $\hat{\alpha}$ y $\hat{\pi} = \begin{pmatrix} \hat{\pi}_1 \\ \hat{\pi}_2 \end{pmatrix}$, se puede especificar la siguiente función de distancia:

$$D = (\hat{\alpha} - \hat{Q}(\hat{\pi})\delta)' \hat{\Omega}^{-1} (\hat{\alpha} - \hat{Q}(\hat{\pi})\delta) \quad (14)$$

Donde $\hat{\Omega}$ es una estimación consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de $\sqrt{N}(\hat{\alpha} - Q(\pi)\delta)$. En Amemiya (1978) se dan los lineamientos para obtener esta matriz. Entonces, el estimador de $\hat{\delta}$ será aquel vector de parámetros que minimice la función de distancia D . Como en Newey (1987), este vector corresponde a:

$$\hat{\delta} = (\hat{Q}'\hat{\Omega}^{-1}\hat{Q})^{-1}\hat{Q}'\hat{\Omega}^{-1}\hat{\alpha} \quad (15)$$

Además:

$$\text{var}(\hat{\delta}) = (\hat{Q}'\hat{\Omega}^{-1}\hat{Q})^{-1} \quad (16)$$

Al estimar $\hat{\delta} = \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{pmatrix}$ se habrán obtenido los parámetros de interés del modelo, con los cuales se podrá calcular el efecto marginal del CS sobre la probabilidad de votar. Dado que $\hat{\delta}$ se obtiene a partir de \hat{Q} y $\hat{\alpha}$, y a su vez estos son coeficientes asociados a variables *exógenas*, entonces, $\hat{\delta}$ se estima de manera *consistente* (Newey, 1987). En este método, la escogencia de los instrumentos (x_{2i}) a utilizar es de suma importancia para asegurar la consistencia del estimador $\hat{\delta}$. Estos deben cumplir tres condiciones: 1) relevancia, 2) exogeneidad y 3) exclusión. La condición de relevancia indica que el instrumento está correlacionado con la(s) variable(s) endógena(s) condicional en las otras variables del modelo. La condición de exogeneidad indica que el instrumento no debe estar correlacionado con el término de error

² El hecho de incluir a \hat{v}_i como regresor es similar al procedimiento de MC2E, en el cual, la inclusión de \hat{v}_i en la regresión corrige el sesgo por endogeneidad.

de la ecuación explicativa. La condición de exclusión indica que el único efecto que tiene el instrumento sobre la variable dependiente debe ser a través de la variable explicativa, es decir, el instrumento no hace parte de las variables explicativas del modelo propuesto para la variable dependiente.

3.2.1. Instrumentos

En este trabajo se proponen dos variables para instrumentar el *CS*, que se considera no están correlacionadas con variables relevantes omitidas como el nivel subyacente de sociabilidad del individuo: 1) si realizó algún trámite, solicitud de información, reclamación, renovación o actualización de documentos en alguna entidad pública en el último año, y 2) si ha utilizado alguno instrumento de protección de derechos civiles en el último año. Ambos instrumentos cumplen la condición de relevancia dado que se espera que personas que realicen trámites ante entidades públicas o que utilicen sus instrumentos de protección de derechos civiles tengan más confianza en el Estado y la sociedad civil a la que pertenecen, es decir, existe una correlación positiva entre los instrumentos utilizados y el *CS*.

Con relación a la condición de exogeneidad, el hecho de que una persona sea más sociable no implica que ella esté dispuesta a realizar más trámites ante entidades públicas o esté dispuesta a defender sus derechos haciendo uso de los instrumentos de protección, de hecho, muchos trámites son obligatorios, independientemente de las decisiones electorales de los individuos. Los determinantes de estas decisiones están más relacionados con la insatisfacción que tenga la persona con la burocracia del Estado, la necesidad de resolver el conflicto (por ejemplo, una acción judicial de tutela ante una Entidad Prestadora de Salud para algún servicio), o la universalidad u imposición de algunos trámites (solicitar o renovar un documento de identidad de algún familiar, actualización de datos ante una entidad del Estado, etc.); es decir, entre los determinantes de la realización de trámites y uso de instrumentos para defender sus derechos es razonable sugerir que no está el nivel de sociabilidad del individuo.

4. Resultados

4.1. Análisis de la dirección y significancia del efecto del Capital Social

La Tabla 1 revela los resultados de la estimación del modelo propuesto en la Ecuación (5) o modelo *Probit* sin variables instrumentales. Los resultados indican que la relación entre el *CS* – aproximado con los tres índices previamente construido - y la probabilidad de votar es positiva y significativa estadísticamente. Con relación a la interpretación de los efectos marginales para el caso del índice *ICS_pca2* - por ser el que más variables relacionadas con el *CS* utiliza - hay evidencia de que por cada unidad en que incremente el índice (debido, por ejemplo, a una mayor frecuencia en la asistencia a las asociaciones comunitarias) la probabilidad de votar crece 5.3% para un individuo cuyas características (controles) sean las de un individuo promedio. Sin embargo, cabe destacar que la noción cardinal de “incremento de una unidad en *ICS*” no es clara. Los índices elaborados en este ejercicio tienen sentido ordinal, por lo cual, lo más relevante en las estimaciones de los efectos marginales son el signo y su significancia, y no tanto la magnitud.

Tabla 1. Modelos *Probit* para el efecto del *CS* sobre la participación electoral

	(1) <i>Probit</i>	(2) <i>Efecto marginal</i>	(3) <i>Probit</i>	(4) <i>Efecto Marginal</i>	(5) <i>Probit</i>	(6) <i>Efecto Marginal</i>
<i>ICS simple</i>	1.522*** (0.215)	0.519*** (0.073)				
<i>ICS_pca1</i>			0.217*** (0.014)	0.074*** (0.005)		
<i>ICS_pca2</i>					0.154*** (0.011)	0.053*** (0.004)
<i>Constante</i>	-3.323*** (0.118)		-3.162*** (0.119)		-3.200*** (0.119)	
<i>N</i>	28180	28180	28180	28180	28180	28180

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Errores estándar entre paréntesis.

Nota: Todas las regresiones incluyen controles para ver sus coeficientes estimados véase la Tabla A1 de Anexos, que es una versión completa de esta tabla.

Para corroborar que estos resultados son robustos al uso de instrumentos para controlar por la potencial endogeneidad, se estima el modelo *Probit* instrumentando al CS - Ecuaciones (8) y (9) - con las variables mencionadas en la sección de datos (3.1). La Tabla 2 muestra que los resultados son robustos a la posible endogeneidad, tanto para los signos y significancia de las variables de control como para los Índices de CS. En la Tabla A3 en la sección de Anexos se presentan los resultados de la primera etapa de la regresión por variables instrumentales. En la última fila de la Tabla A3, de nombre “F”, se encuentra el estadístico F que contrasta la significancia conjunta de los instrumentos. Como se puede observar, los tres estadísticos son significativos al 1 %, por lo que se corrobora la propiedad de relevancia de los instrumentos.

Tabla 2. Modelos *Probit* para el efecto del CS sobre la participación electoral - controlando por endogeneidad

	(1) <i>IV Probit</i>	(2) <i>IV Probit</i>	(3) <i>IV Probit</i>
<i>ICS simple</i>	3.927** (1.615)		
<i>ICS pca1</i>		0.610*** (0.182)	
<i>ICS pca2</i>			1.144*** (0.416)
<i>Constante</i>	-3.303*** (0.132)	-2.816*** (0.202)	-2.271*** (0.407)
<i>N</i>	25412	25412	25412
<i>chi2_exog</i>	2.349	5.123	7.430
<i>p_exog</i>	0.125	0.024	0.006

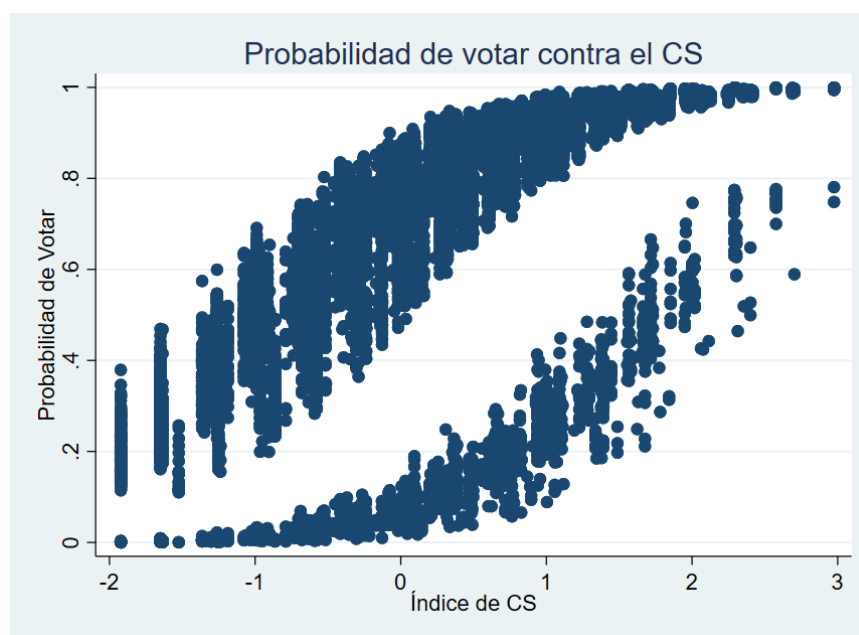
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Errores estándar entre paréntesis.

Nota: Todas las regresiones incluyen controles para ver sus coeficientes estimados véase la Tabla A2 de Anexos, que es una versión completa de esta tabla.

En las dos últimas filas de la Tabla 2 se presenta el contraste chi-cuadrado, cuya hipótesis nula es la existencia de exogeneidad³. Según el primer modelo, el cual utiliza el índice sencillo de *CS* (columna 1), no se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad. Sin embargo, al utilizar los otros dos índices (columnas 2 y 3), al 5% de significancia, se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad, en favor de la hipótesis alternativa de endogeneidad. Lo que hace relevante la utilización de instrumentos para corregir este potencial problema.

En la Figura 1 se presenta un diagrama de dispersión de la probabilidad estimada de votar para cada persona versus el *CS*, aproximando mediante el *ICS pca2*. Aunque existe bastante dispersión se nota que un aumento del *CS* está asociado a una elevación en la probabilidad de votar.

Figura 1. Probabilidad de votar vs *ICS*



Fuente: Elaboración propia.

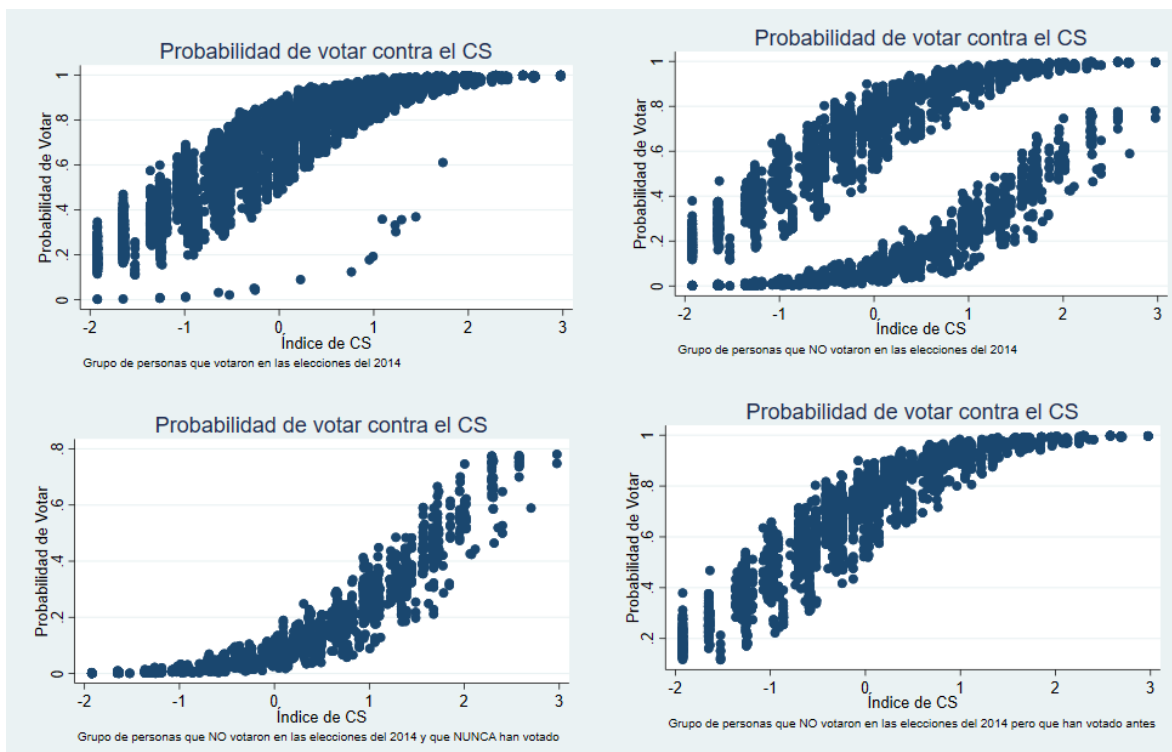
Aquí se destaca la existencia de 2 nubes de puntos, individuos con altas probabilidades de votar (nube superior) y otros con bajas probabilidades de votar (nube inferior), para explicarla la Figura 2 divide los individuos entre quienes no votaron en 2014 (superior-derecha) y

³ Tal y como se hace en los modelos lineales, esta prueba contrasta la significancia del término de error del capital social (la parte del Capital Social potencialmente endógena) en la estimación del modelo *Probit* de la variable dependiente en términos de todas las variables exógenas.

quienes si (superior-izquierda). Nótese que haber votado en 2014 implica una alta probabilidad de pertenecer a la nube superior, lo cual resulta lógico, pero no haber votado implica que se puede pertenecer a cualquiera de las nubes, superior o inferior. Por lo cual, no haber sido votante en las presidenciales no explica de manera determinística tener o no una alta probabilidad de votar (nube superior o inferior), lo que es congruente con la Figura 1.

Para aclarar lo que ocurre con los individuos que no votaron en 2014, en la misma Figura 2 se presentan divididos entre aquellos que nunca han votado (inferior-derecha) y los que han votado antes (inferior-izquierda). Se puede notar que aquellos individuos que no votaron en 2014 y que nunca han votado tienen bajas probabilidades de votar y aquellos que no votaron en 2014 y que alguna vez lo hicieron tienen altas probabilidades de votar. Por ende, es la no participación previa en elecciones lo que determina las divergencias entre los individuos que no votaron en las elecciones presidenciales.

Figura 2. Probabilidad de votar vs *ICS*: por grupos de votantes



Fuente: Elaboración propia.

4.2 Efectos heterogéneos

Habiendo estimado el modelo *probit* los efectos marginales del *CS* por región o ideología política pueden diferir por tres razones:

1. El modelo es no lineal, así que cada efecto marginal dependerá de las características de cada persona. Esto correspondería al modelo *probit* presentado en la sección anterior (Tablas 1 y 2) en el que cada individuo y región comparte un mismo conjunto de parámetros.
2. Los efectos marginales a nivel de región podrían ser distintos si hay interacciones de la variable de región con el *CS*. Aquí el parámetro de cada efecto cruzado puede ser diferente por región, aunque el resto de parámetros sea idéntico para todas las regiones.
3. Los efectos marginales podrían ser diferentes entre sí, por lo cual se puede estimar un modelo *probit* para cada región. En este caso habrá un conjunto de parámetros específico a cada región y sub-muestras.

La segunda razón se evalúa en la Tabla 3. Los resultados evidencian que los efectos cruzados por región o por ideología política son no significativos, por lo cual, no hay evidencia que favorezca la segunda razón. Teniendo en cuenta este resultado, en la siguiente sección se evalúa la tercera razón por la que pueden existir diferencias entre los efectos marginales estimados entre individuos.

Tabla 3. Modelos *Probit* para el efecto del *CS* sobre la participación electoral - con efectos cruzados

<i>Panel A. Regiones</i>	(1)	<i>Panel B. Ideología política</i>	(2)
<i>ICS pca2</i>	0.819*** (0.286)	<i>ICS pca2</i>	4.477 (3.656)
<i>ICS pca2*Caribe</i>	-0.656 (0.613)	<i>ICS pca2*Izquierda</i>	-6.341 (5.031)
<i>ICS pca2*Oriente</i>	-0.077 (0.620)	<i>ICS pca2*Centro izq</i>	-3.865 (4.033)
<i>ICS pca2*Centro</i>	0.093 (0.360)	<i>ICS pca2*Centro der</i>	-4.165 (3.828)
<i>ICS pca2*Pacífico</i>	0.188 (0.480)	<i>ICS pca2*Derecha</i>	-4.454 (4.161)
<i>Constante</i>	-2.586***	<i>Constante</i>	-1.761*

	(0.246)	(1.047)
N	25,412	25,412

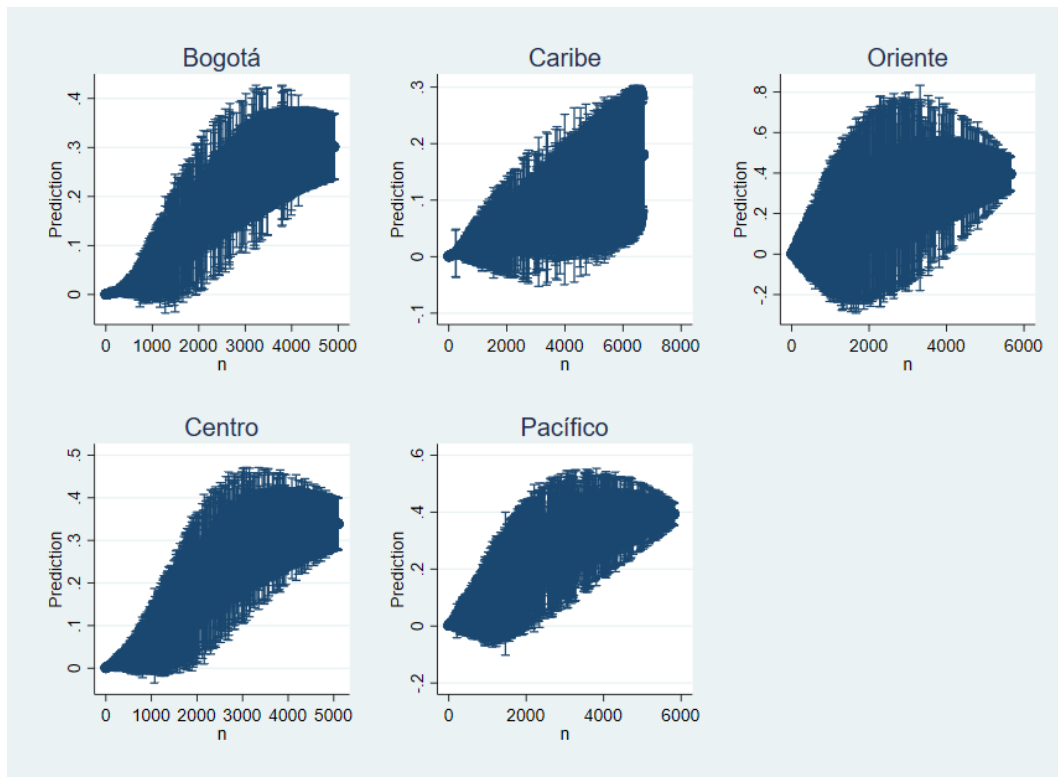
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Errores estándar entre paréntesis.

Nota: Todas las regresiones incluyen controles, para ver sus coeficientes estimados véase la Tabla A4 de Anexos, que es una versión completa de esta tabla.

4.2.1 Efecto marginal del Capital Social por región

Aquí se evalúa la razón 3 para la existencia de diferencias en el efecto de *CS* sobre la participación electoral a escala de región. Para eso se estima el modelo *Probit* con variable instrumental para el *ICS pca2* para cada región del país captada por la ECP.

Figura 3. Probabilidad predicha de votar vs *ICS* por regiones



Fuente: Elaboración propia.

La Figura 3 presenta los efectos marginales del *CS* estimados por región con sus respectivos intervalos de confianza. El eje Y representa el efecto marginal y el eje X a los individuos de la muestra ordenados de menor a mayor según el tamaño de dicho efecto.

Así mismo, se debe tener en cuenta que, si el intervalo de confianza contiene al cero, hay evidencia de que el efecto marginal del CS estimado para el individuo es no significativo a un nivel de confianza del 5%. Por el contrario, si el estimador puntual del efecto marginal es positivo (negativo) y su intervalo de confianza no contiene el cero, hay evidencia de que el CS tiene un efecto positivo (negativo) y significativo sobre la probabilidad de votar.

Dado lo anterior, la Figura 2 indica que una gran proporción de los individuos de las regiones **Bogotá, Centro y Pacífico tienen efectos marginales en su mayoría positivos y significativos, mientras que las regiones Caribe y Oriente hay una proporción más grande de individuos con efectos marginales que podrían ser cero.**

Tabla 4. Algunas descriptivas sobre el efecto marginal del CS por región

<i>Región</i>	<i>N</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Sesgo</i>	<i>Curtosis</i>
<i>Bogotá</i>	4911	0,1780	0,1056254	-0,3739398	1,632013
<i>Caribe</i>	6700	0,0859	0,0491372	0,0439273	1,905395
<i>Oriente</i>	5652	0,2602	0,1230534	-0,6394306	2,06752
<i>Centro</i>	5097	0,2113	0,1174876	-0,4821094	1,693281
<i>Pacífico</i>	5820	0,2547	0,1251104	-0,6066339	1,96327
<i>Total</i>	28180	0,1944	0,1256855	0,0621291	1,604166

Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, la Tabla 4 se presentan algunas descriptivas de los efectos marginales estimados por región. Aunque no necesariamente hay evidencia de que estas diferencias sean significativas porque las sub-muestras son razonablemente independientes desde el punto de vista estadístico, si se puede comentar que el efecto del CS sobre la probabilidad de votar es mayor para los individuos en las regiones Pacífico, Oriente y Centro.

La región Oriente muestra la mayor variabilidad (ver desviación estándar y la curtosis en columnas 5 y 6) a pesar de tener el mayor efecto promedio. Esto se relaciona con los muchos efectos marginales a nivel de individuo no significativos vistos en la Figura 2. Por otro lado, también se puede notar que el efecto marginal promedio es más bajo en la región Caribe.

Estos resultados en conjunto pueden estar asociados el abandono del Estado en muchas zonas de la región Caribe y el Oriente del país (Sierra, 2003; Smitmans y Teresa, 2017; Fergusson

y Queribín, 2018). Un problema alineado con la menor presencia de instituciones representantes del gobierno nacional que produzcan bienes públicos preferentes como la seguridad, la justicia, educación, etc.

El abandono estatal provoca razonablemente una menor participación política por parte de la ciudadanía y reduce sus posibilidades de acumulen *CS*. Cabe destacar que este mismo fenómeno se da en el Pacífico, pero con magnitudes diferentes debido a la localización en esta región del departamento del Valle del Cauca - una de las regiones que más aporta históricamente al PIB y a la población del país diferenciándose notablemente de otros departamentos. Con relación a los resultados asociados a Bogotá, a pesar de su historia política y ser la capital del país, el efecto del *CS* sobre la probabilidad de votar no es el más alto entre las regiones. Esta es una evidencia interesante, pero que no puede ser explicada a la luz del modelo actual y que futuras investigaciones pueden abordar.

En todos los casos, lo que queda claro es que una muestra con una desagregación geográfica más detallada a escala de departamento o municipios podría generar estimaciones con más contenido analítico y revelador.

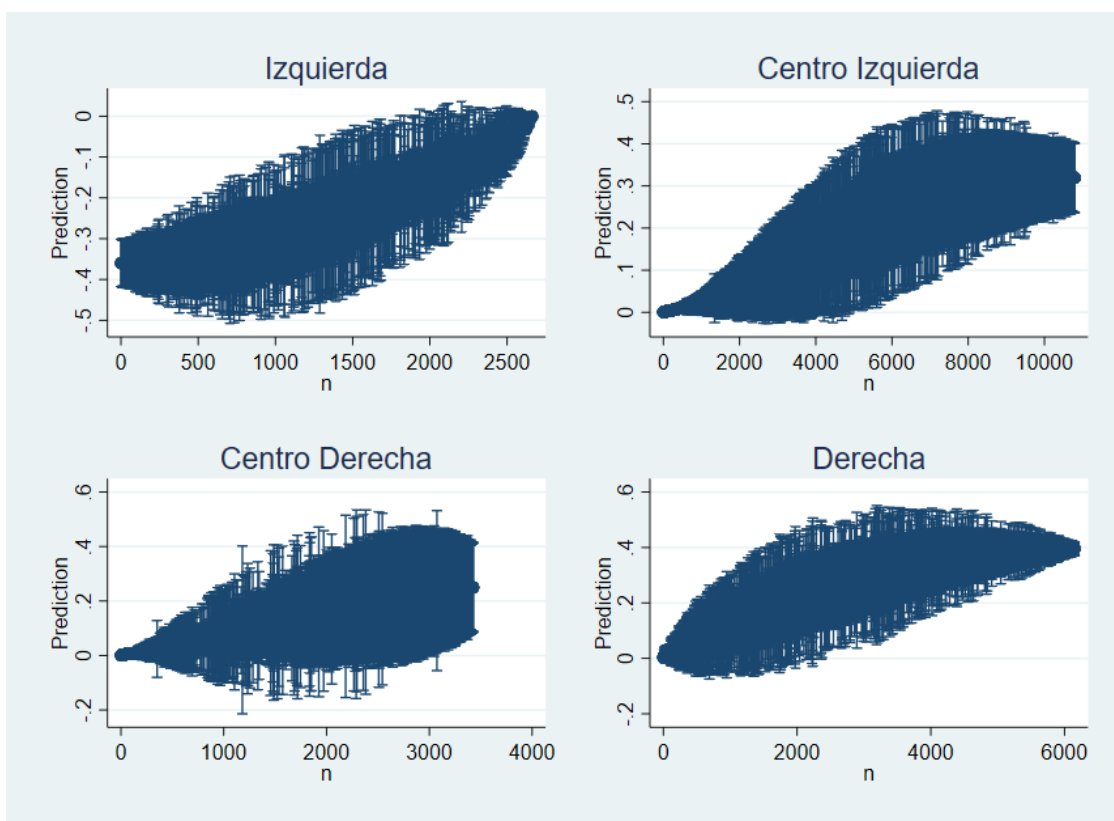
4.2.2 Efecto marginal del Capital Social por ideología política

La Figura 4 muestra los efectos marginales y sus intervalos de confianza estimados sobre la participación electoral por sub-muestras que diferencian a los individuos según sus ideologías políticas. La representación muestra que en mayor proporción los individuos de centro izquierda y derecha tienen efectos marginales positivos y significativos, a diferencia de los individuos con ideología de centro derecha que son positivos, pero en los que la gran mayoría de los individuos registra efectos no significativos.

Un caso llamativo sucede con los individuos de izquierda, para quienes el efecto del *CS* es, en muchos casos, negativo y significativo. La Tabla 5 podría explicar esta situación por la vía de la afiliación de los individuos a un partido político que según hemos visto es un canal que refuerza el *CS* por la vía de la confianza entre integrantes de un grupo o comunidad (en este caso el partido). De esta manera resulta lógico que los dos grupos más numerosos tengan unos efectos marginales positivos y significativos de *CS* sobre la participación electoral, para

nuestro caso los de derecha y de centro izquierda. Sin embargo, estos hechos no explican completamente el efecto negativo del *CS* sobre la probabilidad de votar en las personas con ideología de izquierda.

Figura 4. Probabilidad de votar vs *ICS* por ideología política



Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5. Algunas descriptivas sobre el efecto marginal del *CS* por ideología

<i>Ideología</i>	<i>N</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. Est.</i>	<i>Sesgo</i>	<i>Curtosis</i>
<i>Sin ideología</i>	5152	0,2612	0,1306194	-0,6039907	1,928202
<i>Izquierda</i>	2662	-0,2377	0,1011961	0,5074798	2,077149
<i>Centro izquierda</i>	10790	0,1912	0,1090557	-0,3643998	1,646874
<i>Centro derecha</i>	3426	0,1358	0,0781845	-0,1427964	1,681186
<i>Derecha</i>	6150	0,2655	0,1139771	-0,621362	2,151112
<i>Total</i>	28180	0,17298	0,1781441	-1,105033	4,015181

Fuente: Elaboración propia.

5 Conclusiones

Los resultados encontrados en esta investigación aportan evidencia sobre como el CS se relaciona con la participación electoral en un país que cuenta con un sistema democrático relativamente estable. Esta relación causal, para el caso de la participación ciudadana en las elecciones presidenciales en Colombia, es positiva y significativa. Esta evidencia está en línea con los hallazgos del trabajo de Atkinson y Fowler (2014) y Delgado e Ibarra (2018), y con las predicciones teóricas de Putnam et al. (1993).

Además, esta relación es heterogénea según la región y la ideología política. La primera puede ser explicada por el relativo abandono del Estado en las diferentes zonas del país, lo que reduce el efecto del CS sobre la participación electoral. La segunda puede deberse al efecto de la afiliación a partidos políticos por parte de los individuos, salvo en el caso de la izquierda pues, para los individuos ligados a este tipo de ideologías, el efecto del CS sobre la probabilidad de votar es negativo en promedio. Una explicación robusta a este resultado es una posible extensión para futuras investigaciones.

Este trabajo va más allá de la investigación de Delgado e Ibarra (2018) porque aplica una estrategia de identificación que permite encontrar relaciones causales a partir de índices de CS más robustos. Además de esto plantea especificaciones alternativas para la estimación de los efectos heterogéneos del CS sobre nuestra variable de estudio.

Este trabajo apertura futuras investigaciones en las que se pueda explotar la variabilidad regional siempre y cuando aumente el nivel de desagregación geográfico de los datos, lo que plantea ajustes la ECP como instrumento de levantamiento de la información.

Referencias

- Amemiya, T. (1978). The estimation of a simultaneous equation generalized Probit model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1193-1205.
- Anderson, L. E. (2010). *Social Capital in Developing Democracies: Nicaragua and Argentina*. Cambridge University Press.

- Atkinson, M. D., y Fowler, A. (2014). Social Capital and Voter Turnout: Evidence from Saint's Day Fiestas in Mexico. *British Journal of political science*, 44(01), 41–59.
- Ayala, L. J. (2016). Trained for Democracy: The Differing Effects of Voluntary and Involuntary Organizations on Political Participation. *Political Research Quarterly*, 53(1), 99–115.
- Barrero, F., Liendo, N., Mejía, L., y Orjuela, G. (2013). Abstencionismo electoral en Colombia: una aproximación a sus causas. Bogotá: Registraduría Nacional del Estado Civil, Centro de Estudios en Democracia y Asuntos Electoral y Universidad Sergio Arboleda.
- Berinsky, A. J. (2016). The Perverse Consequences of Electoral Reform in the United States. *American Politics Research*, 33(4), 471–491.
- Berinsky, Adam. (2005). The Perverse Consequences of Electoral Reform in the United States. *American Politics Research*, 33 (4): 471-491.
- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. En J. G. Richardson (Ed.), *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education* (pp. 241–258). New York: Greenwood Press.
- Bwalya, J. C., y Sukumar, P. (2018). The Association between Social Capital and Voting Participation in Three Developing Democracies in Africa. *Journal of Politics and Law*; Vol. 11, No. 1, 42-52.
- Delgado, A., e Ibarra, L. (2018). Incidencia del capital social estructural en el abstencionismo electoral: evidencia empírica para Colombia. (Tesis de pregrado). Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de San Buenaventura. Cali, Colombia.
- Fergusson, L., y Querubín, P. (2018). *Economía política de la política económica*. Editorial Uniandes. Bogotá D.C., Colombia.
- Fowler, James. (2006). Altruism and Turnout. *Journal of Politics* 68 (3): 674-683.
- Fukuyama, F. (1995). *Trust: The social virtues and the creation of prosperity*. Nueva York: Free Press Paperbacks.

- Gerber, A. S., Green, D. P., y Larimer, C. W. (2008). Social Pressure and Voter Turnout: Evidence from a Large-Scale Field Experiment. *American Political Science Review*, 102(01), 33–48.
- Gerber, A. S., Huber, G. A., Doherty, D., Dowling, C. M., Raso, C., y Ha, S. E. (2011). Personality traits and participation in political processes. *The Journal of Politics*, 73(3), 692-706.
- Gerring, J., Thacker, S. C., y Alfaro, R. (2012). Democracy and human development. *The Journal of Politic*, 74(1), 1-17.
- Geys, B. (2006). Explaining voter turnout: A review of aggregate-level research. *Electoral Studies*, 25(4), 637–663.
- Heo, U., y Tan, A. C. (2001). Democracy and economic growth: A causal analysis. *Comparative Politics*, 463-473.
- Hooghe, M., y Marien, S. (2013). A comparative analysis of the relation between political trust and forms of political participation in Europe. *European Societies*, 15(1), 131–152.
- Klesner, J. L. (2007). Social Capital and Political Participation in Latin America: Evidence from Argentina, Chile, Mexico, and Peru. *Latin American research review*, 42(2), 1–32.
- Kolenikov, S., y Angeles, G. (2004). The use of discrete data in PCA: theory, simulations, and applications to socioeconomic indices. Chapel Hill: Carolina Population Center, University of North Carolina, 1-59.
- Krishna, A. (2016). Enhancing Political Participation in Democracies. *Comparative Political Studies*, 35(4), 437–460.
- Kuenzi, M. T. (2008). Social capital and political trust in West Africa. *Afro barometer Working paper*, 96, 1–32.
- Lee, A. R., y Glasure, Y. U. (2007). Social Capital and Political Participation in South Korea. *Asian Affairs: An American Review*, 34(2), 101–118.

- Mayer, N. (2003). Democracy in France: Do associations matter. En D. Stolle, y M. Hooghe (Eds.), *Generating social capital: Civil society and institutions in comparative perspective* (pp. 43–66). Nueva York: Palgrave Macmillan.
- Moyser, G., y Parry, G. (1997). Voluntary associations and democratic participation in Britain. En J. W. van Deth (Ed.), *Private Groups and Public Life: Social Participation and Political Involvement in Representative Democracies* (pp. 24–46). Londres: Routledge.
- Mutz, D. C. (2002). The Consequences of Cross-Cutting Networks for Political Participation. *American Journal of Political Science*, 46(4), 838.
- Newey, W. K. (1987). Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables. *Journal of Econometrics*, 36(3), 231-250.
- Norris, P. (2002). *Democratic Phoenix: Reinventing Political Activism*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Nygaard, M., Nyqvist, F., Steenbeek, W., y Jakobsson, G. (2015). Does social capital enhance political participation of older adults?: A multi-level analysis of older Finns and Swedes. *Journal of International and Comparative Social Policy*, 31(3), 234–254.
- Olson, Mancur. (1965). *The Logic of Collective Action*. Harvard University Press.
- Putnam, R. D. (1995). Bowling Alone: America's Declining Social Capital. *Journal of Democracy*, 6(1), 65–78.
- Putnam, R. D. (2001). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. Nueva York: Simon and Schuster.
- Putnam, R. D., Leonardi, R., y Nanetti, R. Y. (1993). *Making democracy work: Civic traditions in modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- Scheufele, D. A., y Shah, D. V. (2000). Personality strength and social capital: The role of dispositional and informational variables in the production of civic participation. *Communication research*, 27(2), 107-131.
- Seligson, A. L. (1999). Civic association and democratic participation in Central America: a test of the Putnam thesis. *Comparative Political Studies*, 32(3), 342-362.

- Sierra, Á. (2003). Las fronteras de Colombia: entre la guerra y el abandono. *Colombia Internacional*, (56-57), 150-157.
- Smitmans, A., y Teresa, M. (2017). El Proceso de Paz en Colombia: dos pasos adelante, un paso atrás. *Estudios internacionales (Santiago)*, 49(187), 163-179.
- Stolle, D. (1998). Bowling together, bowling alone: The development of generalized trust in voluntary associations. *Political Psychology*, 497–525.
- Stolle, D., y Rochon, T. R. (2016). Are All Associations Alike?: Member diversity, associational type, and the creation of social capital. *American Behavioral Scientist*, 42(1), 47–65.
- Verba, S., Schlozman, K. L., y Brady, H. E. (1995). *Voice and equality: Civic voluntarism in American politics*. Cambridge: Harvard University Press.

Anexos

Tabla A1. Modelos *Probit* estimados, sin controlar por la endogeneidad

	(1) <i>Probit</i>	(2) <i>Margins</i>	(3) <i>Probit</i>	(4) <i>Margins</i>	(5) <i>Probit</i>	(6) <i>Margins</i>
<i>ICS simple</i>	1.522*** (0.215)	0.519*** (0.073)				
<i>ICS pca1</i>			0.217*** (0.014)	0.074*** (0.005)		
<i>ICS pca2</i>					0.154*** (0.011)	0.053*** (0.004)
<i>caribe</i>	0.173*** (0.033)	0.059*** (0.011)	0.150*** (0.033)	0.051*** (0.011)	0.115*** (0.033)	0.039*** (0.011)
<i>oriente</i>	0.080** (0.033)	0.027** (0.011)	0.068** (0.033)	0.023** (0.011)	0.047 (0.033)	0.016 (0.011)
<i>centro</i>	0.011 (0.034)	0.004 (0.011)	-0.001 (0.034)	-0.001 (0.011)	-0.004 (0.034)	-0.001 (0.011)
<i>pacífico</i>	0.124*** (0.034)	0.042*** (0.012)	0.101*** (0.034)	0.034*** (0.012)	0.090*** (0.034)	0.031*** (0.012)
<i>sexo</i>	0.015 (0.021)	0.005 (0.007)	0.021 (0.022)	0.007 (0.007)	0.013 (0.022)	0.005 (0.007)
<i>edad</i>	0.004*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.001*** (0.000)
<i>casado</i>	0.168*** (0.024)	0.057*** (0.008)	0.163*** (0.024)	0.055*** (0.008)	0.167*** (0.024)	0.057*** (0.008)
<i>sabe leer</i>	-0.122 (0.109)	-0.042 (0.037)	-0.121 (0.109)	-0.041 (0.037)	-0.101 (0.109)	-0.034 (0.037)

<i>religion</i>	0.116*** (0.043)	0.040*** (0.015)	0.093** (0.043)	0.032** (0.015)	0.075* (0.043)	0.026* (0.015)
<i>afro</i>	-0.013 (0.039)	-0.004 (0.013)	0.008 (0.039)	0.003 (0.013)	0.009 (0.039)	0.003 (0.013)
<i>indigena</i>	0.100* (0.055)	0.034* (0.019)	0.117** (0.056)	0.040** (0.019)	0.115** (0.055)	0.039** (0.019)
<i>superior</i>	0.470*** (0.104)	0.160*** (0.036)	0.448*** (0.105)	0.152*** (0.036)	0.479*** (0.105)	0.163*** (0.036)
<i>bachiller</i>	0.282*** (0.103)	0.096*** (0.035)	0.261** (0.104)	0.089** (0.035)	0.278*** (0.104)	0.095*** (0.035)
<i>primaria</i>	0.170* (0.102)	0.058* (0.035)	0.163 (0.103)	0.055 (0.035)	0.166 (0.103)	0.056 (0.035)
<i>trabaja</i>	0.170*** (0.024)	0.058*** (0.008)	0.169*** (0.024)	0.058*** (0.008)	0.174*** (0.024)	0.059*** (0.008)
<i>estudia</i>	0.005 (0.053)	0.002 (0.018)	0.006 (0.053)	0.002 (0.018)	0.000 (0.053)	0.000 (0.018)
<i>num. pers. hog.</i>	0.016*** (0.005)	0.005*** (0.002)	0.016*** (0.005)	0.005*** (0.002)	0.015*** (0.005)	0.005*** (0.002)
<i>vivienda serv.</i>	-0.062** (0.025)	-0.021** (0.009)	-0.060** (0.025)	-0.020** (0.009)	-0.060** (0.025)	-0.021** (0.009)
<i>vota</i>	3.481*** (0.075)	1.187*** (0.033)	3.460*** (0.076)	1.176*** (0.033)	3.474*** (0.076)	1.182*** (0.033)
<i>ingreso</i>	-0.003 (0.010)	-0.001 (0.003)	-0.004 (0.010)	-0.001 (0.003)	-0.004 (0.010)	-0.001 (0.003)
<i>afinidad partido</i>	0.151*** (0.030)	0.051*** (0.010)	-0.041 (0.033)	-0.014 (0.011)	0.083*** (0.030)	0.028*** (0.010)
<i>izquierda</i>	0.125*** (0.041)	0.043*** (0.014)	0.130*** (0.041)	0.044*** (0.014)	0.143*** (0.041)	0.048*** (0.014)
<i>centro izquierda</i>	0.109*** (0.028)	0.037*** (0.010)	0.083*** (0.028)	0.028** (0.010)	0.096*** (0.028)	0.033*** (0.010)
<i>centro derecha</i>	0.195*** (0.037)	0.066*** (0.013)	0.161*** (0.037)	0.055*** (0.013)	0.172*** (0.037)	0.058*** (0.013)
<i>derecha</i>	0.255*** (0.033)	0.087*** (0.011)	0.194*** (0.033)	0.066*** (0.011)	0.196*** (0.033)	0.067*** (0.011)
<i>constante</i>	-3.323*** (0.118)		-3.162*** (0.119)		-3.200*** (0.119)	
N	28180	28180	28180	28180	28180	28180

Nota: Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabla A2. Modelos *Probit* estimados, controlando por la posible endogeneidad

	(1) <i>IV Probit</i>	(2) <i>IV Probit</i>	(3) <i>IV Probit</i>
<i>ICS simple</i>	3.927** (1.615)		
<i>ICS pca1</i>		0.610*** (0.182)	
<i>ICS pca2</i>			1.144*** (0.416)
<i>caribe</i>	0.172*** (0.035)	0.097** (0.045)	-0.316* (0.187)
<i>oriente</i>	0.098***	0.050	-0.201*

	(0.035)	(0.039)	(0.119)
<i>centro</i>	-0.013	-0.053	-0.193**
	(0.038)	(0.043)	(0.089)
<i>pacifico</i>	0.110***	0.039	-0.215
	(0.036)	(0.045)	(0.131)
<i>sexo</i>	0.020	0.038	0.023
	(0.023)	(0.024)	(0.026)
<i>edad</i>	0.005***	0.004***	0.003**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)
<i>casado</i>	0.161***	0.138***	0.128***
	(0.025)	(0.027)	(0.032)
<i>sabe leer</i>	-0.157	-0.160	-0.066
	(0.129)	(0.131)	(0.154)
<i>religion</i>	0.133***	0.061	-0.180
	(0.047)	(0.051)	(0.123)
<i>afro</i>	-0.038	0.017	0.029
	(0.047)	(0.042)	(0.048)
<i>indigena</i>	0.017	0.067	0.069
	(0.061)	(0.060)	(0.068)
<i>superior</i>	0.414***	0.370***	0.498***
	(0.123)	(0.127)	(0.144)
<i>bachiller</i>	0.254**	0.209*	0.250*
	(0.121)	(0.125)	(0.142)
<i>primaria</i>	0.143	0.124	0.116
	(0.121)	(0.123)	(0.142)
<i>trabaja</i>	0.168***	0.163***	0.191***
	(0.025)	(0.026)	(0.030)
<i>estudia</i>	0.081	0.056	-0.023
	(0.056)	(0.057)	(0.074)
<i>num. pers. hog.</i>	0.015***	0.016***	0.010
	(0.006)	(0.006)	(0.007)
<i>vivienda serv.</i>	-0.051*	-0.045	-0.027
	(0.027)	(0.028)	(0.033)
<i>vota</i>	3.469***	3.365***	3.260***
	(0.080)	(0.091)	(0.122)
<i>ingreso</i>	-0.005	-0.007	-0.013
	(0.010)	(0.010)	(0.012)
<i>afinidad partido</i>	0.076	-0.448**	-0.580**
	(0.059)	(0.193)	(0.282)
<i>izquierda</i>	0.110**	0.121***	0.219***
	(0.044)	(0.045)	(0.060)
<i>centro izquierda</i>	0.105***	0.031	-0.003
	(0.030)	(0.040)	(0.054)
<i>centro derecha</i>	0.209***	0.120**	0.016
	(0.040)	(0.051)	(0.087)
<i>derecha</i>	0.243***	0.067	-0.226
	(0.036)	(0.069)	(0.182)
<i>Constante</i>	-3.303***	-2.816***	-2.271***
	(0.132)	(0.202)	(0.407)
<i>N</i>	25412	25412	25412
<i>chi2_exog</i>	2.349	5.123	7.430
<i>p_exog</i>	0.125	0.024	0.006

Nota: estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabla A3. Regresiones auxiliares: índices de CS en términos de los instrumentos

	(1) <i>ICS simple</i>	(2) <i>ICS pca1</i>	(3) <i>ICS pca2</i>
<i>defiende_derechos</i>	0.013*** (0.001)	0.041*** (0.012)	-0.034** (0.016)
<i>realizo_tramites</i>	0.008*** (0.001)	0.134*** (0.011)	0.072*** (0.015)
<i>caribe</i>	0.005*** (0.001)	0.174*** (0.015)	0.451*** (0.020)
<i>oriente</i>	0.003** (0.001)	0.108*** (0.015)	0.279*** (0.020)
<i>centro</i>	0.009*** (0.001)	0.134*** (0.016)	0.197*** (0.021)
<i>pacifico</i>	0.004*** (0.001)	0.153*** (0.016)	0.306*** (0.021)
<i>sexo</i>	-0.001 (0.001)	-0.035*** (0.010)	-0.006 (0.013)
<i>edad</i>	-0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>casado</i>	0.001 (0.001)	0.048*** (0.011)	0.034** (0.014)
<i>sabe_leer</i>	-0.005 (0.005)	-0.024 (0.058)	-0.090 (0.076)
<i>religion</i>	-0.001 (0.002)	0.113*** (0.020)	0.268*** (0.026)
<i>afro</i>	0.013*** (0.001)	-0.010 (0.018)	-0.014 (0.023)
<i>indigena</i>	0.009*** (0.002)	-0.019 (0.025)	-0.014 (0.033)
<i>superior</i>	0.008* (0.005)	0.112** (0.057)	-0.047 (0.074)
<i>bachiller</i>	0.005 (0.005)	0.099* (0.056)	0.016 (0.074)
<i>primaria</i>	0.005 (0.005)	0.061 (0.056)	0.036 (0.074)
<i>trabaja</i>	0.001 (0.001)	0.016 (0.011)	-0.019 (0.015)
<i>estudia</i>	0.001 (0.002)	0.062*** (0.022)	0.094*** (0.029)
<i>num_pers</i>	0.000 (0.000)	0.002 (0.002)	0.006* (0.003)
<i>vivienda_car</i>	-0.003*** (0.001)	-0.027** (0.012)	-0.031** (0.015)
<i>vota</i>	0.004*** (0.001)	0.238*** (0.015)	0.220*** (0.019)
<i>ingreso</i>	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.005)	0.006 (0.006)
<i>ind_part</i>	0.028*** (0.001)	1.023*** (0.013)	0.669*** (0.017)
<i>izquierda</i>	0.003** (0.002)	0.004 (0.019)	-0.084*** (0.025)
<i>centro_izquierda</i>	0.001 (0.001)	0.129*** (0.013)	0.096*** (0.018)
<i>centro_derecha</i>	0.003** (0.001)	0.166*** (0.013)	0.177*** (0.018)

	(0.001)	(0.017)	(0.023)
<i>derecha</i>	0.005***	0.323***	0.426***
	(0.001)	(0.015)	(0.020)
<i>_cons</i>	-0.002	-0.872***	-0.931***
	(0.004)	(0.047)	(0.062)
<i>N</i>	25412.000	25412.000	25412.000
<i>F</i>	156.84***	87.23***	12.21***

Nota: estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabla A4. Modelos *Probit* para el efecto del CS sobre la participación electoral - con efectos cruzados

<i>Panel A. Regiones</i>	(1)	<i>Panel B. Ideología política</i>	(2)
<i>ICS pca2</i>	0.819*** (0.286)	<i>ICS pca2</i>	4.477 (3.656)
<i>ICS pca2*Caribe</i>	-0.656 (0.613)	<i>ICS pca2*Izquierda</i>	-6.341 (5.031)
<i>ICS pca2*Oriente</i>	-0.077 (0.620)	<i>ICS pca2*Centro izq</i>	-3.865 (4.033)
<i>ICS pca2*Centro</i>	0.093 (0.360)	<i>ICS pca2*Centro der</i>	-4.165 (3.828)
<i>ICS pca2*Pacífico</i>	0.188 (0.480)	<i>ICS pca2*Derecha</i>	-4.454 (4.161)
<i>Caribe</i>	-0.020 (0.146)	<i>Caribe</i>	-0.111 (0.233)
<i>Oriente</i>	-0.122 (0.099)	<i>oriente</i>	0.002 (0.166)
<i>centro</i>	-0.137 (0.094)	<i>centro</i>	-0.111 (0.113)
<i>pacífico</i>	-0.130 (0.099)	<i>pacífico</i>	0.053 (0.205)
<i>sexo</i>	0.031 (0.026)	<i>sexo</i>	0.056 (0.046)
<i>edad</i>	0.003** (0.001)	<i>edad</i>	0.005** (0.002)
<i>casado</i>	0.141*** (0.028)	<i>casado</i>	0.146*** (0.042)
<i>sabe_leer</i>	-0.080 (0.143)	<i>sabe_leer</i>	-0.021 (0.231)
<i>religion</i>	-0.049 (0.076)	<i>religion</i>	-0.076 (0.166)
<i>afro</i>	0.012 (0.046)	<i>afro</i>	0.112 (0.103)
<i>indígena</i>	0.076 (0.066)	<i>indígena</i>	-0.088 (0.183)
<i>superior</i>	0.391** (0.153)	<i>superior</i>	0.276 (0.269)
<i>bachiller</i>	0.187 (0.146)	<i>bachiller</i>	0.041 (0.280)
<i>primaria</i>	0.072 (0.143)	<i>primaria</i>	-0.083 (0.293)
<i>trabaja</i>	0.194***	<i>trabaja</i>	0.230***

	(0.028)		(0.056)
<i>estudia</i>	0.034	<i>estudia</i>	0.044
	(0.064)		(0.096)
<i>num_pers</i>	0.010	<i>num_pers</i>	0.013
	(0.007)		(0.010)
<i>vivienda_car</i>	-0.027	<i>vivienda_car</i>	-0.007
	(0.037)		(0.065)
<i>vota</i>	3.356***	<i>vota</i>	3.214***
	(0.092)		(0.205)
<i>ingreso</i>	-0.013	<i>ingreso</i>	-0.012
	(0.011)		(0.016)
<i>ind_part</i>	-0.271*	<i>ind_part</i>	-0.054
	(0.144)		(0.408)
<i>izquierda</i>	0.156***	<i>izquierda</i>	-1.054
	(0.056)		(1.026)
<i>centro_izquierda</i>	0.049	<i>centro_izquierda</i>	-0.852
	(0.046)		(0.882)
<i>centro_derecha</i>	0.071	<i>centro_derecha</i>	-0.784
	(0.075)		(0.847)
<i>derecha</i>	-0.048	<i>derecha</i>	-0.667
	(0.117)		(0.810)
<i>_cons</i>	-2.586***	<i>_cons</i>	-1.761*
	(0.246)		(1.047)

<i>N</i>	25,412	25,412
----------	--------	--------

Nota: estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$