



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE**  
**INSTITUTO DE ECONOMIA**  
**MAGISTER EN ECONOMIA**

**TESIS DE GRADO**  
**MAGISTER EN ECONOMIA**

**Ossa Rivadeneira, Juan Pablo**

**Diciembre, 2016**



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MAGISTER EN ECONOMIA**

## **Educación y Participación Electoral: Explorando el Efecto Causal**

**Juan Pablo Ossa Rivadeneira**

Comisión

Francisco Gallego, Emilio Depetris-Chauvin, Jeanne Lafortune, José Tessada, Rolf Lüders,  
Gert Wagner, José Díaz y Felipe Aldunate

**Santiago, Diciembre de 2016**

# Educación y Participación Electoral: Explorando el Efecto Causal

Juan Pablo Ossa R. \*

TESIS DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA  
COMISIÓN: EH CLIO LAB

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE  
Instituto de Economía

Diciembre 2016

## Resumen

Utilizando la metodología de variables instrumentales y datos de U.S.A. (1970 - 1990), este trabajo analiza el impacto causal que tienen distintos niveles educativos en la participación electoral, en el *roll-off* y en variables de adquisición de información política, conocimiento político y *movilización política*. Los resultados de este trabajo muestran que la educación terciaria tiene un impacto positivo y significativo al 95 % en la probabilidad de acercarse a las urnas y en la probabilidad de votar en todas las elecciones que se desarrollan de manera simultánea; mientras que la educación secundaria, si bien tiene estimadores punto positivos, estos rara vez son significativos. También, se documentan impactos positivos y significativos de la educación (secundaria y terciaria) en variables de adquisición de información y conocimiento político, pero no en variables de *movilización política* distintas del voto. Los resultados presentados en este trabajo son consistentes con la hipótesis de que la educación afecta la participación electoral por la existencia de costos fijos asociados a este proceso, y afecta al fenómeno de *roll-off* puesto que genera diferencias en la información privada que tienen los individuos.

---

\*Tesis para optar al grado de Magíster en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía. Quiero agradecer especialmente la ayuda y valiosos comentarios que hicieron durante toda la investigación los profesores Francisco Gallego y Emilio Depetris-Chauvin, y la comisión del EH ClioLab, compuesta también por Jeanne Lafortune, José Díaz, Rolf Lüders, José Tessada, Gert Wagner y Felipe Aldunate. Además, agradezco toda la ayuda y el apoyo del profesor Kevin Milligan, de mis amigos Bernardita Pantoja, Rafael Montes y María Fernanda Gómez, de María José Valdés y de mi familia. Todos los errores y omisiones de este trabajo son mi responsabilidad. Consultas: jpossar@uc.cl

# 1. Introducción

Una de las externalidades más típicamente atribuidas a la educación formal es la de favorecer o “inculcar” un comportamiento cívico deseable en los ciudadanos. Es por esta razón que se plantea comúnmente la existencia de un impacto directo de la educación en la participación política de los individuos. Además, esta externalidad, entre otras, es un argumento ampliamente utilizado para justificar la extensa participación del Estado en el mercado educativo<sup>1</sup>, por lo que el estudio del aporte causal que tiene la educación en la participación electoral tiene importantes implicancias para el desarrollo de políticas futuras.

Utilizando un corte transversal de grupos de condados y encuestas levantadas en U.S.A. entre los años 1970 a 1990, este trabajo emplea la metodología de variables instrumentales<sup>2</sup> para estimar el impacto causal que tienen los distintos niveles educativos en la participación electoral, en el fenómeno de *roll-off*<sup>3</sup> y en un serie de variables complementarias que miden la adquisición de información política, el conocimiento político y la *movilización política*<sup>4</sup> de los individuos. Esto, con el fin de comprender de mejor manera el vínculo que existe entre la educación y la participación política, entendiendo cuáles son los mecanismos que operan<sup>5</sup>, e intentando entregar una respuesta a la heterogeneidad de resultados que muestra la literatura empírica<sup>6</sup>.

La mayoría de las estimaciones de este trabajo muestran que la educación terciaria tiene un impacto positivo y significativo al 95 % en la probabilidad de votar, mientras que la educación secundaria, si bien siempre presenta coeficientes positivos, no se puede descartar, en casi ninguna estimación, que su impacto en la participación sea distinto de cero (al 95 % de confianza). Las estimaciones de *roll-off* también documentan impactos positivos y significativos de la educación terciaria en la probabilidad de votar por dos elecciones simultáneas (por ejemplo: presidente y congresista) condicional en que ya se fue a votar.

Por último, las estimaciones complementarias muestran efectos positivos y significativos de la educación (secundaria y terciaria) en variables de adquisición de información política, como la revisión de programas de TV relacionados con campañas o la lectura de artículos de revistas sobre procesos electorales; y en variables de conocimiento político objetivo, como el conocimiento de la mayoría parlamentaria o de los nombres de los candidatos al Congreso. Pero, ninguna de éstas muestra algún impacto significativo de la educación en variables de *movilización política*, como la

---

<sup>1</sup>Milligan et al.(2004) argumentan que, de manera interesante, incluso algunos de los más destacados defensores del rol limitado que debe tener el Estado, como Adam Smith o Milton Friedman, plantean en sus escritos que la externalidad política (o cívica) que produce la educación en los individuos es una justificación suficiente para apoyar un subsidio estatal.

<sup>2</sup>Los instrumentos utilizados se construyen a partir de las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria* y los *Beneficios por la Ley a Veteranos de la Segunda Guerra Mundial*.

<sup>3</sup>Este fenómeno se refiere al hecho de que parte del electorado se acerca a votar por un candidato o alternativa de política (enmienda o referéndum), pero deja en blanco otras elecciones que están en la misma papeleta.

<sup>4</sup>Se entenderán como variables de *movilización política* aquellas que conllevan un compromiso mayor que el voto, en general se refieren a compromisos explícitos, como el apoyo a determinadas campañas, afiliación a partidos políticos, aportes monetarios a candidatos o intentos de influenciar el voto de terceros.

<sup>5</sup>Se hace un esfuerzo por trabajar de manera conjunta con los aportes de la literatura teórica y la empírica.

<sup>6</sup>En la siguiente sección se resumen los resultados generales de los estudios empíricos.

probabilidad de asistir a algún evento de campaña o la probabilidad de intentar influir en el voto de un tercero.

¿Por qué puede la educación afectar tanto la probabilidad de acercarse a las urnas como la probabilidad de votar en todas las elecciones de la papeleta? En este trabajo se aprovechan dos enfoques teóricos complementarios para postular un modelo que da explicaciones plausibles a estos vínculos, basándose en dos mecanismos principalmente: los costos fijos y la información privada. Primero, el modelo predice que quienes tienen mayores ingresos votarán con mayor probabilidad<sup>7</sup> puesto que les es menos importante, en términos de utilidad, pagar el costo fijo asociado a acercarse a las urnas. Y luego, en el caso del fenómeno de *roll-off* (que es un escenario de votación no costoso<sup>8</sup>) predice que la información privada que manejan los individuos se vuelve el mecanismo relevante, puesto que para algunos de los menos informados es una decisión estratégica óptima abstenerse de votar en la segunda elección de la misma papeleta (cuando hay elecciones simultáneas). La educación, por lo tanto, puede tener un impacto causal puesto afecta tanto el ingreso de los individuos como la información privada que manejan. Los resultados empíricos de este trabajo son, en general, consistentes con las predicciones del modelo.

¿Cuáles son las diferencias y aportes que tiene este trabajo cuando se analiza en el contexto de la literatura previa? La primera, es que estudia los efectos diferenciados de los distintos niveles educativos: primaria, secundaria y terciaria. En trabajos anteriores se han estimado los impactos de la educación secundaria o terciaria, de manera independiente. Sin embargo, este es el primer trabajo que realiza estimaciones conjuntas, lo que permite inferir de mejor manera qué tipo de educación es la que está guiando los resultados. Las estimaciones de esta investigación, que muestran que la educación terciaria presenta una relación causal mucho más robusta que la secundaria, concilian algunos de los resultados de la literatura previa y, además, tienen implicancias políticas relevantes.

La segunda diferencia importante, es que este trabajo realiza estimaciones sobre variables de participación validada<sup>9</sup> o datos efectivos de participación por condado, lo que permite que los resultados no estén guiados por errores de medición no clásicos. Una preocupación evidente es que al usar datos auto-reportados<sup>10</sup> sean los más educados quienes más tiendan a reportar mal su participación (diciendo que votan cuando no lo hicieron)<sup>11</sup>. Los resultados de este estudio muestran que al pasar de datos auto-reportados a validados, los efectos positivos encontrados se mantienen o incluso aumentan, y no pierden significancia. Con lo que no hay evidencia, al menos en este contexto, de que los resultados de la literatura previa hayan sido guiados por errores de medición derivados de utilizar variables auto-reportadas.

---

<sup>7</sup>Escenario de votación con costos.

<sup>8</sup>Una vez que el individuo ya votó por una elección el costo marginal de votar por la próxima que se encuentra en la misma papeleta es cercano a 0.

<sup>9</sup>Como se detallará más adelante, se utilizará la base de datos ANES para realizar las estimaciones. Ella reporta no sólo la respuesta del encuestado frente a la pregunta de si fue a votar, sino que también revisa en los registros electorales para corroborar que la respuesta sea cierta.

<sup>10</sup>Como los que han sido utilizados en la literatura.

<sup>11</sup>Milligan et al. (2004) son los únicos que tratan de enfrentar el problema del auto-reporte, y lo hacen comparando las tasa de mal reporte que tienen distintos niveles educativos. Ellos muestran que el promedio de mal reporte no aumenta por nivel educativo, sin embargo no realizan estimaciones sobre la variable de participación validada.

Y la tercera diferencia significativa que tiene este trabajo con la literatura empírica es que se realizan por primera vez<sup>12</sup> estimaciones causales del fenómeno de *roll-off*, lo que permite extraer conclusiones en escenarios con costos de votación extremadamente bajos. No es posible explicar este fenómeno con un modelo clásico que fundamenta sus predicciones sólo en los costos fijos de ir a votar, por lo que en este trabajo se complementa la explicación y modelación con un canal informativo<sup>13</sup>; lo que, según los resultados presentados, parece ser una buena aproximación.

La continuación de este estudio se estructura de la siguiente manera: en la próxima sección se revisa la literatura existente y se resumen las principales conclusiones obtenidas por las investigaciones previas. En la sección tres se discute la motivación teórica de este estudio y se propone un modelo que rescata de la literatura dos visiones complementarias de cómo impacta la educación en la probabilidad de ir a votar y en el *roll-off*. En la sección cuatro se describen los datos y las bases de datos utilizadas para la estimación. En la sección cinco se presenta y discute la estrategia de identificación y la metodología a utilizar. En la sección seis se muestran los resultados de las estimaciones causales sobre participación electoral. En la sección siete se realizan estimaciones complementarias en variables de adquisición de información política, conocimiento político y *movilización política*. En la sección ocho se realizan las estimaciones de *roll-off*. Finalmente, en la sección nueve, se dan a conocer las principales conclusiones de este trabajo.

## 2. Revisión de la Literatura

En las últimas cinco décadas se ha documentado de manera extensa la existencia de una correlación positiva entre la educación de las personas y su participación política. En particular, una serie de estudios vinculan la educación formal con una serie de variables de elección colectiva en el contexto de las elecciones en U.S.A. (Campbell et al. (1960), Verba et al. (1995), Rosenstone y Hansen (1993), Nie et al. (1996)). Estudios más recientes expanden este marco analítico a más países, corroborando la existencia de esta correlación y documentando otras variables que la afectan (Glaser et al. (2004), Glaser et al. (2007), Campante y Chor (2012)).

A pesar de la robusta correlación que se encuentra al estudiar datos a nivel individual, los aumentos a nivel macro de los años promedio de educación no parecieran aumentar la participación electoral en el período que comprende los últimos 50 años (Burden (2009)), a este fenómeno se le conoce como el *puzzle de Brody* (1978). Esta incógnita se ha abordado en la literatura de distintas maneras: las primeras aproximaciones postularon la existencia de otros cambios históricos que han afectado negativa y consistentemente la participación agregada, entre los que se pueden mencionar la baja en la popularidad de los partidos, el reemplazo de cohortes más participativos por los menos participativos, el aumento de la popularidad de la televisión y otros medios de comunicación y la movilidad geográfica (Abramson y Aldrich (1982), Miller (1992)). Una segunda aproximación,

---

<sup>12</sup>Según el conocimiento del autor.

<sup>13</sup>Puede ser que exista un *costo fijo* también de la adquisición de información. En este caso el *costo fijo* podría también explicar el *roll-off*, pero de manera indirecta (a través de su impacto en la información privada).

complementaria a la anterior, fue el comienzo de los estudios causales que pretendían hacerse cargo del problema de la posible existencia de endogeneidad entre educación y participación electoral.

Los estudios causales comienzan con la publicación conjunta de dos trabajos que utilizan la metodología de variables instrumentales. El primero de ellos es de Milligan et al. (2004), quienes utilizan cambios en las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatorias* en U.S.A. y las *Leyes de Trabajo Infantil* en U.K. para estimar el efecto de ser un graduado de secundaria en la probabilidad de votar en elecciones. Los autores encuentran resultados positivos, significativos y más grandes que los estimados por OLS, pero sólo en el caso de U.S.A.

El segundo trabajo es de Dee (2004), quien realiza dos estimaciones independientes. Utilizando una primera base de datos<sup>14</sup>, encuentra efectos positivos y significativos de la educación post-secundaria en la participación. Luego, utilizando una segunda base de datos<sup>15</sup>, encuentra impactos significativos de ser graduado de secundaria en la participación electoral y otras variables asociadas a la participación política. El instrumento que utiliza en la primera base de datos es la distancia geográfica del hogar a la institución de educación superior más cercana y en la segunda, las *Leyes de Trabajo Infantil*. Un elemento a considerar, como argumenta Persson (2015), es que el instrumento para educación superior que se utiliza en esta investigación es cuestionable en el sentido de que hay una endogeneidad evidente en la elección del lugar donde vivir (elemento que determina la distancia geográfica al *College* más cercano).

Siguiendo los estudios publicados en 2004, otros autores han extendido la utilización del instrumento de las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria* a distintos países Europeos. Sus resultados son en general no significativos. Por ejemplo, Borgonovi et al. (2010) utilizando la *European Social Survey* (y las variaciones de leyes escolares entre países) encuentran efectos significativos de la educación formal sólo en variables de adquisición de información política y no ven impactos causales en participación electoral. Por otra parte, Pelkonen (2012) que usa como experimento natural las variaciones en Noruega de las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria*, producidas por la aplicación de una reforma educativa en 1959, no encuentra efectos de la educación en una serie de variables de participación, incluida la probabilidad de voto.

Por último, también existe un estudio en U.S.A. que explora la utilización de un instrumento alternativo al de Dee (2004) para la educación superior. Este es el de Berinsky y Lenz (2011), que utilizan como experimento natural el aumento de la demanda educativa provocada por el *draft* de Vietnam, y tampoco encuentran efectos significativos de la educación en la participación electoral.

Se han realizado también estudios con diversas metodologías de *matching* para estimar el impacto de la educación en participación electoral, sus resultados son heterogéneos, pero mayoritariamente nulos o no significativos (Kam y Palmer (2008), Tenn (2007), Henderson y Chatfield (2011), Mayer (2011)).

También existen aproximaciones experimentales en esta temática: Sondheimer y Green (2010)

---

<sup>14</sup>La *High School and Beyond*

<sup>15</sup>La *General Social Surveys*

analizan dos experimentos aleatorios controlados (Perry Preschool y STAR) y un programa cuasi-experimental (IHAD) encontrando efectos positivos pero en general no significativos para la población tratada (los autores argumentan que se debe al tamaño de las muestras). Y, Friedman et al. (2016) evalúan los impactos de una intervención experimental en Kenia, el *Girls' Scholarship Program* (GSP), y si bien encuentran impactos significativos en variables de conocimiento objetivo de la política de los beneficiarios, no encuentran ningún impacto en la intención de votar de ellos.

Los estudios que presentan una mejor estrategia de identificación, en primer lugar las aproximaciones experimentales y en segundo las que utilizan variables instrumentales, parecen indicar que la relación causal sí existe en el contexto de U.S.A., pero que esta puede no ser tan robusta como las correlaciones que se encontraban anteriormente en la literatura y depende del contexto evaluado.

Para terminar, en este trabajo también se realizan estimaciones de *roll-off* electoral. Resulta importante mencionar que no existen en la literatura estudios que empleen alguna metodología que permita obtener un impacto causal, pero sí existe una serie de estudios que muestran correlaciones del *roll-off* con aspectos físicos del proceso de votación (Darcy y Schneider (1989), Nichols y Strizek (1995), y Rusk (1970)) y con la información que manejan los individuos (Bowler et al. (1992), Burnham (1965), Magleby (1984)).

Un trabajo interesante de esta última línea, es el de Wattenberg et al. (2000), quienes utilizan como medida de *roll-off* la diferencia de votos entre elecciones presidenciales y de congresistas (de manera similar a lo que se realiza en el presente trabajo). En base a sus resultados, Wattenberg et al. (2000) plantean que pareciera que el comportamiento de votación es similar a responder una prueba estandarizada: no es que por fatiga los individuos dejen de responder y existan tasas de votación más grande en las primeras partes de la papeleta que en las últimas, sino que se saltan las elecciones o preguntas que les son más “difíciles” en términos de manejo de información.

Como se mencionó en la sección introductoria, este trabajo presenta al menos tres importantes diferencias con respecto a la literatura existente. La primera es que estudia el efecto diferenciado que tienen distintos niveles educativos (haber llegado a secundaria o a la universidad) en la participación electoral y en una serie de variables de acceso a información, conocimiento objetivo y *movilización política*. Esto, en busca de efectos no lineales de la educación que pueden ser una de las explicaciones de la heterogeneidad en resultados que ha documentado la literatura previa.

La segunda, es que se utilizarán datos validados de participación individual o datos oficiales de participación por condado. Este enfoque permite descartar que los efectos encontrados se deban a errores de reporte de la participación individual. Bernstein et al. (2001) estudia y entrega evidencia de que existe una tendencia a sobre-reportar la participación electoral en los individuos más educados, lo que produciría un sesgo al estimar el efecto causal de la educación en la participación, sobre todo si esta tendencia tuviera un salto no lineal al pasar de educación secundaria a terciaria.

Y la tercera diferencia y ventaja es que se realizan estimaciones de *roll-off*. El estudio de este fenómeno permite extraer conclusiones en escenarios con costos de votación extremadamente bajos. Además, aún no existe ninguna aproximación empírica como la que se intenta realizar en este

trabajo.

En la siguiente sección se revisa la literatura teórica que fundamenta la evidencia empírica mostrada en esta sección. Luego, se plantea un modelo basado en dos visiones complementarias, la de Matta (2009) y la de Feddersen y Pesendorfer (1996), que entregan luces de los mecanismos mediante los cuales la educación afecta tanto la probabilidad de ir votar, como “la forma”<sup>16</sup> en que votan los individuos.

### 3. Motivación Teórica

En el trabajo de Downs (1957) se enuncia la *paradoja de no votar*. Esta, hace referencia al hecho de que en grandes elecciones la probabilidad de que un individuo sea pivotal se va acercando cada vez más a cero. Por lo tanto, si existiera algún costo de votar y los individuos obtuvieran utilidad sólo del resultado de la elección, la decisión óptima para todos sería abstenerse.

A partir de este planteamiento es que los teóricos, comenzando por Riker and Ordeshook (1968), han propuesto la existencia de un beneficio de consumo del *acto* de ir a votar. Esta utilidad puede interpretarse como la satisfacción que siente el individuo por “cumplir con su deber cívico” (Matta (2009))<sup>17</sup> y entrega una solución razonable a la paradoja inicial.

Para analizar teóricamente el efecto que puede tener la educación en la participación electoral se planteará un modelo de votación que se fundamenta en los aportes teóricos de dos corrientes, que ponen énfasis en distintos aspectos y son complementarias para entender el comportamiento de los individuos.

La primera es la visión de Matta (2009)<sup>18</sup>. Sus aportes reflejan de manera actualizada gran parte de las propuestas de Riker and Ordeshook (1968), en la medida que plantea un modelo con costos de votación y beneficios de consumo de ir a votar. Y en segundo lugar, se extenderá este análisis con los postulados de Feddersen y Pesendorfer (1996); que modelan la influencia que puede tener la información privada en la probabilidad de votación y abstención, en un contexto sin costos de votación.

La lógica que existe en la revisión de ambas corrientes, es que la primera puede ser una buena explicación de la decisión de ir o no a votar en determinada elección. Mientras que la segunda, puede explicar por qué los individuos que ya fueron a votar, muchas veces se abstienen en la elección de alguna de las autoridades o referéndums del voto, a pesar de que el costo marginal de votar por ellas es cercano a cero.

---

<sup>16</sup>Esto se refiere principalmente al comportamiento de *roll-off*. Es decir, condicional en que fueron a votar, cómo es el comportamiento en cada una de las elecciones que se deciden en un mismo día (Presidentes, Congresistas, Gobernadores, entre otras).

<sup>17</sup>Además, existen modelos de comportamiento grupal que proponen que este beneficio es endógeno, y varía de acuerdo al comportamiento de los pares (Feddersen (2004)).

<sup>18</sup>Matta, propone un modelo más complejo donde estudia los efectos que tienen políticas de voto obligatorio en políticas redistributivas. Para efectos de este trabajo se utilizará la primera parte de su modelo.

Para la primera parte del modelo, se comenzará suponiendo que la utilidad de un individuo puede ser representada por<sup>19</sup>:

$$U_i(c_i, v_i) = u(c_i) + \delta_i v_i + p_i * A_i$$

Donde  $c_i$  representa el consumo del individuo,  $u(x)$  satisface  $u' > 0$  y  $u'' < 0$ ,  $v_i \in \{0, 1\}$  y toma el valor 1 si el individuo vota y 0 si no lo hace, y  $\delta_i$  representa la utilidad directa que el individuo recibe por ir a votar. Por último,  $A_i$  es la utilidad derivada de que gane el candidato preferido por el individuo  $i$ , y  $p_i$  es la probabilidad de que el voto de  $i$  sea pivotal. Este último término ( $p_i * A_i$ ), toma un valor cercano a cero pues en grandes elecciones el valor de  $p_i$  tiende a cero (Downs (1957)).

Luego, se supone que el ingreso del individuo es una función creciente en la educación, es decir,  $y_i = f(h_i)$  y  $f(x)' > 0$ <sup>20</sup>. Por último, se introduce un costo fijo de ir a votar  $k_i \geq 0$ .

Por lo tanto, el individuo enfrenta la siguiente restricción presupuestaria:

$$\begin{aligned} c_i + k_i * v_i &\leq y_i \\ \text{con } y_i &= f(h_i) \end{aligned}$$

Si se supone que el costo fijo y el beneficio neto de ir a votar es igual para todos los individuos (es decir,  $\delta_i = \delta$  y  $k_i = k$ ) los individuos deciden ir a votar cuando la utilidad asociada a hacerlo es mayor a la que obtienen cuando no votan, es decir cuando:

$$u(f(h_i) - k) + \delta \geq u(f(h_i))$$

Esta ecuación plantea dos cosas interesantes: la primera es que, dado los supuestos, la condición de votar varía entre individuos sólo por la heterogeneidad de educación que poseen ( $h_i$ ). Y la segunda es que, dado que la utilidad marginal del ingreso es decreciente, el costo fijo de votar será mayor en términos de utilidad para los individuos con menor capital humano  $h_i$ , con lo que se debería esperar que individuos con mayor capital humano voten con mayor probabilidad.

En el modelo planteado, la heterogeneidad de capital humano causa un gradiente de participación electoral, debido básicamente a la existencia de costos fijos de ir a votar ( $k$ ) que son iguales para todos. Si se tuviera que los costos aumentan fuertemente de acuerdo al ingreso, o al capital humano, los resultados podrían variar. Sin embargo, parece razonable argumentar que el costo asociado a votar no varía mucho entre los individuos de distinta educación. Por último, otra razón que se argumenta en la literatura como explicación del vínculo entre educación y participación electoral, es que la educación aumenta el beneficio del *acto* de ir a votar, es decir, que  $\delta_i$  es una función creciente del capital humano. En caso de que esto ocurriera, las predicciones del modelo sólo se verían reforzadas y el efecto del capital humano en la participación debería ser aún mayor.

<sup>19</sup>Esta función es similar a la propuesta por Matta (2009).

<sup>20</sup>Matta (2009) supone que esta función es lineal por simplicidad.

Luego, se extenderá este marco conceptual con los postulados de Feddersen y Pesendorfer (1996) y se propondrá una segunda parte a este modelo. Ellos, plantean un modelo de votación sin costo interesante, donde explican la abstención como un comportamiento estratégico óptimo que se produce por diferencias en información privada que manejan los individuos. En este caso, se considera que es una buena aproximación para explicar el comportamiento de los individuos que ya pagaron el costo de ir a sufragar y que enfrentan la decisión marginal de votar o no por las otras opciones de la papeleta (*roll-off*).

Para la extensión del modelo, se supondrá que el beneficio de votar ( $\delta_i$ ) y el costo fijo ( $k$ ) están vinculados a los actos de llegar a los centros de votación y sufragar, pero no al hecho de votar por cada elección que se decide en un mismo día electoral. Esto hace que utilidad que se desprende de que gane el candidato preferido por el votante  $i$  ( $A_i$ ) se vuelva más relevante, puesto que este modelo no tiene costos y no es vulnerable a la *paradoja de no votar*.

De manera similar a como lo hacen Feddersen y Pesendorfer (1996), se supone, para esta segunda parte del modelo, la existencia de dos estados de la naturaleza, 0 y 1, donde  $Z = \{0, 1\}$ . La probabilidad de ocurrencia del estado 0 es de  $\psi$ . También, condicional en que los votantes ya están en los centros de sufragio, tienen la opción de elegir en otras opciones (elecciones) en la misma papeleta, estas pueden ser tanto dos políticas distintas (referéndums o enmiendas) como la elección de otras autoridades. Por simplicidad, se nota el set de políticas como  $X = \{0, 1\}$ .

Luego, se supone que, condicional en que ya fueron a votar, se configuran tres tipos de votantes según como varía  $A_i$ . Primero existen los *agente*<sub>0</sub> que siempre prefieren la aplicación de la política 0 independiente del estado de la naturaleza; segundo, existen los *agente*<sub>1</sub> que siempre prefieren la aplicación de la política 1 con independencia del estado de la naturaleza (estos dos tipos de votantes son los “partisanos”); y tercero, existen los agentes independientes (*agente* <sub>$i$</sub> ) que tienen distintas preferencias de votación según el estado de la naturaleza que se realice. En este caso dado un par  $(x, z)$ , donde  $x \in X$  y  $z \in Z$ , por simplicidad se define la utilidad de los *agente* <sub>$i$</sub>  como:

$$\left. \begin{array}{l} 0 \quad \text{si } x \neq z \\ 1 \quad \text{si } x = z \end{array} \right\} p_i * A_i = U(x, z)$$

Además, una fracción de los independientes está completamente informado sobre el estado de la naturaleza que ocurrió y la otra fracción no posee información privada sobre el estado  $Z$ . Con este marco teórico (y suponiendo la inexistencia de costos de ir a votar), se encuentra un equilibrio bayesiano donde los agentes independientes no informados abstienen con probabilidad positiva (Feddersen y Pesendorfer (1996)).

La explicación intuitiva se puede desprender del siguiente ejemplo que menciona Feddersen (2004, p. 103):

“Supongamos que existen 4 votantes  $\{v_0, v_1, v_a, v_{in}\}$  (que ya fueron a votar por un candidato y se enfrentan a la segunda elección de la papeleta). En el estado 0, todos los votantes prefieren que el candidato 0 gane la elección. En el estado 1, el votante  $v_0$  sigue prefiriendo que gane el candidato 0, pero los votantes  $v_1$ ,  $v_a$  y  $v_{in}$  prefieren que el candidato 1 gane la elección (es decir, sólo el votante  $v_1$  es partisano, y los votantes  $v_2$ ,  $v_a$  y  $v_{in}$  son independientes).

Luego, asumimos que el estado 0 es conocido por ocurrir con una probabilidad mayor, por lo que todos los candidatos elegirían votar por el candidato 0 si no tuvieran información adicional del estado que se realizó y si de ellos dependiera elegir al candidato ganador. Los votantes  $v_0$ ,  $v_1$  y  $v_a$  no tienen información adicional, sin embargo, asumamos que  $v_{in}$  conoce que estado se realizó. Y finalmente, supongamos que la regla de elección es mayoritaria y en caso de empate, el lanzamiento de una moneda elige al ganador.

El siguiente perfil de estrategias es un equilibrio Bayesiano de Nash perfecto para este ejemplo. Primero, las decisiones de dos de los votantes son directas. El votante  $v_0$  vota por el candidato 0, pues prefiere a este en ambos estados de la naturaleza, y el votante  $v_{in}$  vota por el candidato 0 en el estado 0 de la naturaleza se ha realizado y por el candidato 1 en otro caso.

Los casos más complicados envuelven las decisiones de los votantes  $v_1$  y  $v_a$ , que no saben qué estado de la naturaleza ocurre. El votante  $v_1$  razona de la siguiente manera: si el estado 0 ocurrió, luego el votante  $v_1$  sabe que el candidato 0 va a ser elegido (o en el peor de los casos habrá un empate) porque recibirá los votos de  $v_0$  y  $v_{in}$ , por lo que votar por el candidato 1 no importará. Sin embargo, si ocurre el estado 1, el votante  $v_1$  va a preferir el candidato 1 y sabe que el candidato 1 recibirá el voto de  $v_{in}$ . Por lo tanto, la única vez que el voto de  $v_1$  importa es cuando  $v_{in}$  ha votado por el candidato 1. En esta situación,  $v_1$  prefiere estrictamente votar por el candidato 1.

Ahora consideremos la estrategia del votante  $v_a$ . El votante  $v_a$  entiende que el votante  $v_0$  va a apoyar siempre al candidato 0 y que el votante  $v_1$  siempre apoyará al candidato 1, mientras que el votante  $v_{in}$  va a apoyar al candidato 0 en el estado 0 y al candidato 1 en el estado 1. En esta situación, el votante  $v_a$  se asegura que el candidato adecuado gane con probabilidad uno si se abstiene (como es independiente, el candidato adecuado es el 0 en el estado 0 y el 1 en el estado 1). Si el votante  $v_a$  no se abstiene, y en cambio, sigue la lógica del votante  $v_1$ , el resultado puede ser que cuando el estado 0 ocurre, existen dos votos para el candidato 0 (votantes  $v_0$  y  $v_{in}$ ) y dos votos para el candidato 1 (votantes  $v_1$  y  $v_a$ ) y, existe una chance que el candidato preferido por el votante  $v_a$  pierda (la probabilidad es 1/2 debido a que se define con el lanzamiento de una moneda)”.

Sin duda, el ejemplo mencionado con anterioridad no es la aplicación exhaustiva de Feddersen y Pesendorfer (1996), sin embargo, sí presenta la intuición estratégica que sostiene las conclusiones de la segunda parte del modelo. También, se podría extender y complejizar, pues el modelo completo es más general. En él, la naturaleza elige un set de agentes realizando  $N + 1$  sorteos independientes, con lo que existe incertidumbre con respecto al número de agentes de cada tipo, pero sí son conocidas las probabilidades con que se elige cada tipo participante:  $p_j / (1 - p_\phi)$ , donde  $j = \{0, 1, i\}$ , y  $(1 - p_\phi)$  es la probabilidad de que la naturaleza elija a un agente.

Las conclusiones de la segunda parte del modelo, donde no hay costos de votación, muestran que los votantes independientes y sin información, “prefieren estrictamente abstenerse incluso si la votación no es costosa y tienen una preferencia estricta ex-ante entre las dos políticas.” (Feddersen y Pesendorfer, 1996). Además, los autores del modelo original incluso extienden el análisis a votaciones en grandes elecciones y obtienen que si la proporción de votantes no informados es suficientemente grande para compensar un sesgo que pudiesen introducir los agentes partidistas (si es que existen más agentes partidistas de uno que de otro lado), entonces, en equilibrio los independientes no informados hacen una estrategia mixta donde algunos compensan exactamente el sesgo y los otros abstienen de manera que los independientes informados tengan mayor probabilidad de ser votantes pivotaes.

Con esta segunda parte de modelo se predice que los agentes más informados votan con mayor probabilidad condicional en que ya están en los centros de votación y tienen el beneficio por el *acto* de votar. Luego, si la educación tuviera un impacto positivo en la información que manejan los agentes<sup>21</sup> (como ha sido documentado por la literatura previa<sup>22</sup>), la revisión conjunta de las dos partes del modelo (la que proviene de Matta(2009) y de Feddersen y Pesendorfer (1996)) predice dos hipótesis relevantes a testear en la sección empírica.

La primera es que la educación debiera tener un impacto positivo en la probabilidad de ir a votar, por la existencia de un costo fijo que es, en términos de utilidad, más costoso para los individuos con menor educación (puesto tienen menores ingresos). Y la segunda, es que condicional en haber ido a votar, la educación (por una vía informacional) debiera tener un impacto positivo en la probabilidad de que los individuos voten por todas las elecciones que se realizan en un mismo día.

Para terminar, en este trabajo se realizan estimaciones de los impactos diferenciados que tienen

---

<sup>21</sup>Este vínculo puede estar fundamentado por canales de naturaleza muy distinta. Por ejemplo, una alternativa sería plantear que la mayor educación formal cambia la manera en que los individuos *descifran* o recuerdan la información pública; y otra bastante distinta, sería plantear que asociado a la adquisición de información existiera un costo fijo, lo que hace más probable que individuos con mayores ingresos paguen ese costo. De todas formas, el modelo sólo exige como supuesto la existencia de un impacto positivo y no pone restricciones sobre los canales o fundamentos de este vínculo.

<sup>22</sup>Friedman et al. (2016) encuentran efectos positivos en la probabilidad de que los beneficiarios de el GSP (Girls' Scholarship Program in Kenia) lean el diario, sean más capaces de escoger su fuente predilecta de noticias y tengan más conocimiento objetivo sobre la política nacional. Milligan et al. (2004) encuentran un impacto positivo de la graduación de secundaria en la probabilidad de seguir las campañas políticas por televisión o el diario, así como seguir informaciones de interés público. Y Borgonovi et al. (2010) encuentran impactos significativos de la educación en la adquisición de información política para el contexto europeo.

los distintos niveles de educación formal: la educación terciaria, secundaria y primaria<sup>23</sup>. Esta diferenciación es relevante en vista de que en ambas partes del modelo está implícita la existencia de un *umbral* sobre el cuál los ingresos o la información hacen que las personas voten; o que, condicional en que votaron, lo hagan por la papeleta completa. Los diferentes niveles educativos posiblemente tengan un impacto distinto en las variables de ingresos e información, por lo que realizar estimaciones de educación diferenciadas debería entregar información más precisa sobre dónde está este hipotético *umbral* y si el modelo descrito es una aproximación suficientemente buena a la realidad.

A continuación se expone la parte empírica de este trabajo. En ella, se busca documentar si existe un efecto de la educación en la participación y en la información que manejan los individuos (supuesto fundamental de la segunda parte del modelo). También se busca investigar si la educación está o no cambiando la utilidad que tienen los individuos del *acto* de ir a votar ( $\delta_i$ ). Y para terminar, se realizan estimaciones que buscan evidencia que respalde o refute la idea de que la educación no sólo impacta cuando existen costos fijos de ir a votar, sino que, en escenarios no costosos de votación la información puede ser un canal relevante.

## 4. Datos

En este trabajo se utilizan principalmente dos bases de datos. La primera proviene de la *American National Election Studies* (ANES) y corresponde a la *Time Series Cumulative Data File* (2010) cuyos productores y distribuidores son la Universidad de Stanford y la Universidad de Michigan. Esta base compila encuestas telefónicas y presenciales de toda clase de variables de participación e información política y cuenta con una periodicidad bianual. ANES compila las encuestas que se realizaron entre 1948 y 2012.

Para este estudio en particular se utilizarán las encuestas de 1976, 1978, 1980, 1984, 1986, 1988 y 1990, pues en ellas existe la validación de voto auto-reportado. Tanto el voto como el registro de inscripción de los encuestados fue revisado en la jurisdicción de residencia, y en los casos en que el encuestado estaba registrado fuera de esa jurisdicción se realizaron intentos de contacto vía telefónica para realizar la validación del voto. Para los efectos de análisis de los votos validados se utilizará la sub-muestra de los casos en que la información de registro pareciera ser adecuada (es decir, la muestra se reduce a los casos donde fue posible realizar los intentos de validación). Esta sub-muestra corresponde al 85.5% del total y tiene un tamaño de 10,775 encuestados. Por último, un hecho relevante para la construcción de los instrumentos, que se detallará en la siguiente sección, es que esta encuesta entrega información sobre el Estado de nacimiento y el Estado donde se educaron los encuestados, así como una clasificación de urbanidad-ruralidad de la zona en que fueron criados.

---

<sup>23</sup>En este último grupo también están aquellas personas que no tienen ningún grado de educación formal, y es el grupo base de comparación en la sección empírica.

La segunda base de datos, es un corte transversal de las áreas metropolitanas de U.S.A. en el año 1970. Para su construcción se utilizaron datos provenientes de dos fuentes, primero una muestra al 1% del censo de U.S.A. del año 1970 publicado por el *Integrated Public Use Microdata Series* (IPUMS USA). Y segundo, de dos bases de datos electorales, la “*Electoral Data for Counties in the United States: Presidential and Congressional Races, 1840-1972*” creada por Clubb, Flanigan y Zingale y la “*General Election Data for the United States, 1950-1990*” ambas publicadas por el *Interuniversity Consortium for Political and Social Research* (ICPSR).

Los datos individuales del censo de 1970 se agregan a nivel de grupo de condados o áreas metropolitanas. Estos grupos están codificados en IPUMS en la variable CNTYGP97 y se refieren a las áreas geográficas con al menos 250.000 habitantes (los grupos consisten en los centros urbanos, más los condados vecinos cuya actividad económica se enfoca directa o indirectamente en el centro urbano próximo). Luego de realizada esta agregación, se asignan los valores de las 5 variables de participación electoral que se obtienen de ICPSR (unión de ambas bases) a cada grupo de condados. Estas variables, corresponden a la participación en las elecciones de Congresistas y Gobernadores de 1970 y luego, también para la elección de ambos cargos en 1972, más la elección presidencial de ese mismo año. Para realizar el cruce se promedia las participaciones de todos los condados que pertenecen a un mismo grupo y después se asigna ese valor a la base de IPUMS<sup>24</sup>.

En algunos casos, grupos de condados pertenecen simultáneamente a dos o más Estados. Por lo tanto se utilizará una sub-muestra donde se eliminan estos grupos “conflictivos” con el objetivo de poder hacer controles de efecto fijo por Estado de residencia y estimar en todas las regresiones el efecto intra-estado.

Para la construcción de instrumentos se utilizan los datos de las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria* publicados por Acemoglu y Angrist en sus respectivas páginas web. En ellas, se encuentra un resumen de los cambios producidos en las edades obligatorias de entrada y salida de los colegios. Se crea la variable de *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria* como la diferencia entre los años de entrada y salida (de la forma en que lo realiza Lleras-Muney (2001)). Estos valores después se asignan a los individuos de cada base de datos según el Estado de nacimiento o crianza y el año en que cumplió 14 años<sup>25</sup>.

Por último, también se utilizan como apoyo, los datos recolectados por el November Supplement de la *Current Population Survey* (CPS) para el período 1978-1990. Esto, con el objetivo de tener información extra del comportamiento de los veteranos de la segunda guerra mundial que son la base de construcción del instrumento de la educación terciaria que se usa en este trabajo.

---

<sup>24</sup>No se utilizan datos de los Estados de Alaska ni Hawai.

<sup>25</sup>Pues ahí las leyes se hacían restrictivas para la decisión de permanecer o no en el colegio. Esta decisión es un estándar en la literatura, tanto Acemoglu y Angrist (2000), como Lleras-Muney (2001) o Milligan et al. (2004) utilizan la edad de 14 años para asignar las *CSL*.

## 5. Estrategia Empírica

Como se mencionó con anterioridad, el mayor desafío al intentar estimar un impacto causal es hacerse cargo de establecer una estrategia de identificación que permita la remoción del sesgo propio de las estimaciones con problemas de endogeneidad. En el caso particular del impacto de la educación en participación electoral es fácilmente argumentable que existen características no observables que a su vez correlacionan tanto con el nivel educativo alcanzado, como con la probabilidad de participar. Para hacerse cargo de esta crítica, se utiliza en este trabajo la metodología de variables instrumentales.

Es necesario, para poder estimar el impacto que tienen los distintos niveles educativos (educación secundaria y terciaria), tener al menos dos instrumentos. En este trabajo se construirán ellos a partir de dos políticas públicas que afectaron de distinta manera, y en diferentes períodos de tiempo, a los Estados de U.S.A. Ellas son las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria* y los *Beneficios por la Ley a Veteranos de la Segunda Guerra Mundial*.

Las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria* (CSL por su sigla en inglés) han sido utilizadas ampliamente en la literatura como instrumentos para la educación secundaria<sup>26</sup> (Acemoglu y Angrist (2000), Lochner y Moretti (2001), Lleras-Muney (2001), Milligan et al. (2004)), y utilizan el hecho de que los diferentes Estados de U.S.A. cambiaron los años obligatorios de permanencia escolar en momentos del distintos del tiempo, por lo que existe una variación cohorte-estado. Si esta variación lleva a tener una mayor educación escolar, y no se correlaciona con otras variables asociadas a la participación electoral (exogeneidad), entonces es un instrumento válido.

Los argumentos que justifican la exogeneidad de las CSL tienen que ver con que las leyes fueron determinadas por fuerzas sociales que ocurrieron bastantes años antes de que los individuos se convirtieran en votantes, por lo que es poco creíble, como argumenta Milligan et al. (2004), que un cambio que produjera la adopción de mayores CSL en un Estado tuviera un impacto tan duradero en variables asociadas a la participación política de los individuos. Un problema similar se deriva de plantear que hay elementos no observables propios de los Estados que son permanentes (instituciones por ejemplo) que pueden determinen simultáneamente la probabilidad de aumentar las CSL y la participación de los habitantes de ese Estado en años posteriores. Este trabajo se hace cargo de este problema controlando por efectos fijos de cada Estado en todas las estimaciones.

El segundo instrumento, se construye a partir de los *Beneficios por la Ley a Veteranos de la Segunda Guerra Mundial*, que corresponden a la política pública “*The Servicemen’s Readjustment Act of 1944*”. Esta política, buscaba retribuir de alguna manera el servicio que habían prestado los veteranos de la Segunda Guerra Mundial. La ley dictaba que cualquier veterano que hubiera servido más de 90 días en el ejército<sup>27</sup>, podía acceder a beneficios económicos para estudiar (financiamiento de hasta cuatro años de estudio más gastos comunes de ir a la Educación Superior<sup>28</sup>) siempre y

<sup>26</sup>También se han utilizado para años de educación, o para tasas de graduación secundarias.

<sup>27</sup>O aquellos dados de baja prematuramente por una discapacidad generada en el servicio.

<sup>28</sup>Bound y Turner (1999), documentan que el aporte de matrícula era suficiente para pagar el estudio en insti-

cuando comenzara sus estudios antes de julio de 1951 (Loeser (2014)). Bound y Turner (1999) buscan estudiar los efectos de esta política en el máximo grado educacional que alcanzaron los veteranos y encuentra resultados significativos para los cohortes que nacieron entre 1921 y 1928. Este instrumento es utilizado por Acemoglu et al. (2004) para estimar los efectos de la oferta laboral femenina en la estructura de salario, y Loeser (2014) lo utiliza para estimar el efecto de la educación terciaria en la decisión de trabajo en industrias según su intensidad de R&D.

La exogeneidad de este último instrumento depende de dos factores principalmente. La primera es que las tasas de movilización<sup>29</sup> no estén correlacionadas con variables no observables que a su vez afecten la probabilidad de seguir estudios superiores. Acemoglu et al. (2004) y Loeser (2014), argumentan que “las determinantes de los porcentajes de movilización tienen que ver con cuestiones de política federal exógenas, propias al gobierno federal de turno, demografía racial y estructura de producción. De hecho, para mantener la oferta de alimentos estable, en los Estados más agrícolas los niveles de movilización fueron menores”. Siguiendo la estrategia usada por los autores mencionados anteriormente, se incluyen controles del porcentaje de hogares rurales y de la proporción de individuos de raza no-blanca.

Un segundo problema potencial de endogeneidad del instrumento es que las tasas de movilización afecten la participación electoral no sólo a través de la educación (y las variables de control), sino que exista un efecto directo del status de veterano (y de beneficiarios de la *Ley a Veteranos de la Segunda Guerra Mundial*) en la probabilidad de participar en votaciones. En el caso de existir un efecto positivo de servir en la guerra (o de ser beneficiario de este programa gubernamental) en variables de participación política, el usar este instrumento sesgaría hacia arriba las estimaciones de segunda etapa.

Hay razones para suponer que esto no está ocurriendo, la primera es que se analizan los efectos en la votación al menos 25 años después del término de la guerra<sup>30</sup>, por lo que es poco probable que la satisfacción con la entrega de un beneficio produzca un impacto en participación tantos años después; sin embargo, podría ser argumentable que los efectos de ser veterano, más que ser beneficiarios, sí tiene un efecto más permanente.

Es por esto que se analiza, como segundo argumento, el trabajo de Berinsky y Lenz (2010). Ellos estiman el efecto de la educación universitaria en la participación electoral usando como base de datos la Current Population Survey y como experimento natural el draft de la guerra de Vietnam. Al enfrentar el problema de la posibilidad de que ser veterano afecte directamente la participación, usan una estrategia en dos etapas donde instrumentan (como lo hicieron antes Grimald y Parent (2007)) el status de veterano con interacciones del año de nacimiento y sexo. Con esta estrategia encuentran impactos nulos de ser veterano en la participación electoral.

---

tuciones tradicionalmente costosas como Harvard University o Williams College. Además, el subsidio para gastos comunes correspondía en la época a a un 50 % del costo de oportunidad para los veteranos solteros y a un 70 % para los casados.

<sup>29</sup>Porcentaje de veteranos por Estado en las estimaciones ANES o por área metropolitana en las estimaciones de corte transversal

<sup>30</sup>Se tienen variables de participación a partir de 1970 en las estimaciones de corte transversal y a partir de 1978 en las estimaciones ANES

Y por último, el tercer argumento para plantear que el status de veterano no afecta la participación a través de otros canales (no controlados) se presenta en la tabla 1. En ella se ve la participación electoral de los veteranos y no veteranos, condicional en que fueron a la educación superior y están en el intervalo de beneficiarios descrito por Bound y Turner (1999)<sup>31</sup>.

En esta tabla se puede apreciar que la diferencia de participación reportada es prácticamente indistinguible, lo que es evidencia a favor de que el estatus de veterano no cambia fundamentalmente la participación electoral por vías no controladas correctamente en las regresiones de las siguientes secciones.

Tabla 1: Participación Terciarios de los Cohortes 1922-1928

	<i>Part. Electoral</i>		<i>Part. Electoral Condicional en Registrados</i>	
	Promedio	Desviación Estándar	Promedio	Desviación Estándar
No Veteranos WWII	0.853	0.355	0.918	0.275
Veteranos WWII	0.864	0.343	0.924	0.265
<i>Promedio</i>	0.856	0.351	0.920	0.271

*Fuente:* CPS Voting Supplement 1978-1990

Más adelante, se realizarán estimaciones correspondientes a la base ANES y luego estimaciones de corte transversal. Las primeras tienen la fortaleza de que corresponden a varios cohortes de individuos por lo que se puede usar efectos fijos por Estado y edad del individuo. Además, es una base que cuenta con una amplia gama de variables que están relacionadas con la participación política en una definición más amplia que sólo el voto. Por lo tanto, permite no sólo entender mejor los efectos de la educación en la participación electoral, sino también preguntarse por los canales y mecanismos que fundamentan la relación de la educación con la participación electoral.

Por último, las estimaciones de corte transversal tienen otras ventajas, porque permiten observar si el efecto educativo es distinto cuando varía el cargo de elección (se realizarán estimaciones para elecciones de congresistas, gobernadores y presidentes) y también permiten realizar estimaciones de *roll-off*.

## 6. Estimaciones de Participación Electoral

### 6.1. American National Election Studies

Esta sección comenzará con las estimaciones principales de este trabajo, que consisten en la búsqueda de un impacto causal de distintos niveles educativos en la participación electoral. La

<sup>31</sup>Como se detallará en las siguientes secciones este es el intervalo con el que se construyen los instrumentos.

primera base de datos a utilizar fue descrita anteriormente y proviene de la *American National Election Studies* (ANES).

### 6.1.1. Estimaciones de Primera Etapa

En las tablas 2 y 3 se muestran las estimaciones de primera etapa para cuatro sub-muestras relevantes a estudiar. Primero se comienza con estimaciones de la participación auto-reportada en la tabla 2 y se repiten las estimaciones considerando la participación validada en la tabla 3. En ambos casos se estudia la población total encuestada (Panel A) y luego se condiciona a quienes están registrados (Panel B). Las ecuaciones que se estiman en estas tablas son las siguientes:

$$(1) \quad edsec_i = \alpha_0 + \alpha_1 * AO_i + \alpha_2 * BV_i + \alpha_3 * CD_i + \alpha_4 * EF_i + \xi_i$$

$$(2) \quad edter_i = \gamma_0 + \gamma_1 * AO_i + \gamma_2 * BV_i + \gamma_3 * CD_i + \gamma_4 * EF_i + \zeta_i$$

Donde  $edsec_i$  es un variable muda que toma valor 1 si el individuo tiene secundaria completa o incompleta, pero ningún tipo de educación terciaria. Mientras que  $edter_i$  es una variable muda que toma valor de 1 cuando el individuo tiene al menos educación terciaria incompleta. Luego,  $AO_i$  es un vector de variables que se construye a partir de las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatorias*;  $BV_i$  es una variable que se crea a partir de los los *Beneficios por la Ley a Veteranos de la Segunda Guerra Mundial*;  $CD_i$  es un vector de controles demográficos (raza, ruralidad y sexo) y  $EF_i$  constituye un vector de efectos fijos por Estado, elección y edad (en algunas estimaciones se utiliza un polinomio de grado 6 para la edad en vez de efectos fijos).

Para la construcción de los instrumentos derivados de las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatorias* ( $AO_i$ ) se crearon tres variables mudas<sup>32</sup>. La primera toma un valor de uno cuando el individuo a los 14 años enfrentaba 9 años de educación obligatoria en el Estado donde creció, la segunda toma un valor de uno en el caso de 10 años de educación obligatoria y la tercera toma valor de uno cuando enfrentaron más de 10 años de educación obligatoria<sup>33</sup>.

Un impedimento que tienen los datos de la base ANES para utilizar el segundo instrumento, los *Beneficios por la Ley a Veteranos de la Segunda Guerra Mundial* ( $BV_i$ ), es que no reporta el estatus de veterano de los encuestados, por lo tanto se crea esta variable de una manera distinta. En base a los datos del censo de 1970 (publicados por IPUMS), se estiman las tasas de movilización que existieron en cada Estado y cohorte de U.S.A. en el intervalo de beneficiarios de la ley de veteranos para los que Bound y Turner (1998) encuentran impactos significativos de educación (estos son los cohortes 1921-1928, es decir quienes cumplieron 18 años entre 1939 y 1946). Luego, se asignan estas

<sup>32</sup>Como se verá a continuación, el efecto de cada una de las variables de *Asistencia Escolar Obligatoria* (CSL) es similar en la educación terciaria, pero no así en la secundaria. Esa es la primera razón que argumenta por qué se utilizan tres variables mudas en vez de sólo una. La segunda razón tiene que ver con seguir el estándar de la literatura previa que ve datos individuales, Milligan et al. (2004) y Acemoglu y Angrist (2000) utilizan varias variables mudas como instrumentos de la CSL.

<sup>33</sup>El 59.6% de la muestra enfrentó 9 años de CSL, el 11.6% enfrentó 10 años de CSL y el 7.7% enfrentó más de 10 años de CSL.

tasas de movilización a todos los encuestados según su cohorte y el Estado de crianza.

Además, siguiendo lo realizado por Acemoglu (2004) y Loeser (2014), se colocan controles según si el hogar donde se criaron se ubicaba o no en una zona rural y también según la raza del individuo<sup>34</sup>. Los controles de raza, ruralidad y sexo del encuestado se agrupan como controles demográficos ( $CD_i$ ).

El vector de efectos fijos ( $EF_i$ ) está constituido por distintas variables mudas que controlan por el Estado de crianza del individuo, los años de realización de la encuesta y distintos controles por edad del encuestado: las primeras especificaciones tienen efectos fijos por cohorte, mientras que en las últimas se controla por un polinomio de grado seis. Una ventaja importante de esta base de datos es que reporta el Estado donde creció cada encuestado, por lo que es este Estado (no el de residencia) el que se utiliza como base en las estimaciones, de manera que no hay problemas de endogeneidad que se puedan derivar de la migración. Por último, todas las estimaciones de la base ANES tienen errores estándares corregidos por clusters de Estado y año de nacimiento.

Los resultados de la tabla 2 y 3 muestran que en general las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatorias* correlacionan bien con la educación secundaria. Por ejemplo, en la muestra completa Auto-Reportada (tabla 2 Panel A) se tiene que, en la primera especificación, tener 9 años de asistencia obligatoria aumenta en un 6.19% la probabilidad de llegar a la secundaria, mientras que si la asistencia obligatoria es de 10, la probabilidad crece en 10.3% y si es mayor a 10 la probabilidad aumenta en un 7.58%, todo esto relativo al grupo omitido que son quienes enfrentaron 8 o menos años de asistencia obligatoria. Un escenario similar se da en general en todas las especificaciones que explican la educación secundaria. Por último, un elemento relevante es que los *Beneficios por la Ley a Veteranos* no tienen ninguna correlación significativa con la educación secundaria.

Por otro lado, el instrumento de los *Beneficios por la Ley a Veteranos* muestra consistentemente una correlación positiva y en general significativa con la educación terciaria, sin embargo, esta es más débil a veces, como ocurre en el primer cuadrante de la tabla 3. Otro elemento a considerar es que las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria* cuando son mayores a los 9 años presentan correlaciones negativas y en algunas especificaciones significativas con la educación terciaria, lo que está en la línea de lo encontrado por la literatura previa. Ejemplo de ello son Acemoglu y Angrist (2000) o Lochner y Moretti (2001) que muestran impactos negativos (y significativos) de las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria* en la probabilidad de cursar más de 12 años de educación formal.

Las estimaciones de primera etapa también presentan los test F de Sanderson y Windmeijer (2015)<sup>35</sup>. Ellos, si bien no son despreciables, sí son bajos en varias de las especificaciones lo que podría sugerir que se está frente a un posible problema de instrumentos débiles.

El modelo está sobreidentificado, por lo que al tener instrumentos débiles los resultados de las estimaciones de segunda etapa podrían estar siendo guiados por sesgos. Para enfrentar este

<sup>34</sup>Entendiendo que ambos pueden haber sido determinantes de la probabilidad de reclutamiento.

<sup>35</sup>Estos se construyen eliminando parcialmente las proyecciones lineales de las otras variables endógenas y es una mejora o corrección al test F que proponen Angrist y Pischke (2008).

Tabla 2: Primera Etapa en Estimaciones sobre Participación Auto-Reportada ANES

<i>Panel A: Muestra Completa</i>						
<i>Variables</i>	Secundaria	Secundaria	Secundaria	Terciaria	Terciaria	Terciaria
Asistencia Obligatoria = 9	0.0619*** (0.0179)	0.0655*** (0.0179)	0.0670*** (0.0178)	0.0142 (0.0156)	0.00408 (0.0153)	0.00546 (0.0153)
Asistencia Obligatoria = 10	0.103*** (0.0265)	0.102*** (0.0264)	0.108*** (0.0264)	-0.0407* (0.0228)	-0.0404* (0.0227)	-0.0429* (0.0227)
Asistencia Obligatoria = 11 o 12	0.0758* (0.0413)	0.0782* (0.0411)	0.0839** (0.0423)	-0.0501 (0.0359)	-0.0523 (0.0353)	-0.0543 (0.0371)
Beneficios a Veteranos	0.0200 (0.0228)	0.0204 (0.0229)	0.0228 (0.0217)	0.0483** (0.0213)	0.0452** (0.0212)	0.0351* (0.0203)
Controles Demográficos	-	SÍ	SÍ	-	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	SÍ	SÍ	-
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	-	-	SÍ
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	12,884	12,884	12,884	12,884	12,884	12,884
Sanderson-Windmeijer F Test (2015)	7.43	8.52	10.20	6.70	5.06	5.11
<i>Panel B: Condicional en Registrados</i>						
<i>Variables</i>	Secundaria	Secundaria	Secundaria	Terciaria	Terciaria	Terciaria
Asistencia Obligatoria = 9	0.0673*** (0.0199)	0.0692*** (0.0200)	0.0725*** (0.0200)	0.00853 (0.0178)	0.00238 (0.0175)	0.00242 (0.0174)
Asistencia Obligatoria = 10	0.118*** (0.0292)	0.118*** (0.0290)	0.125*** (0.0292)	-0.0569** (0.0262)	-0.0563** (0.0258)	-0.0607** (0.0259)
Asistencia Obligatoria = 11 o 12	0.0669 (0.0453)	0.0663 (0.0442)	0.0716 (0.0459)	-0.0489 (0.0433)	-0.0433 (0.0418)	-0.0477 (0.0444)
Beneficios a Veteranos	0.00978 (0.0248)	0.0103 (0.0250)	0.00650 (0.0238)	0.0601** (0.0240)	0.0561** (0.0238)	0.0500** (0.0229)
Controles Demográficos	-	SÍ	SÍ	-	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	SÍ	SÍ	-
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	-	-	SÍ
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	10,037	10,037	10,037	10,037	10,037	10,037
Sanderson-Windmeijer F Test (2015)	8.75	9.61	10.91	8.39	6.98	7.57

Errores estándar corregidos por Huber-White y con clusters por Estado y Cohorte \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: ANES 1976-1990

Tabla 3: Primera Etapa en Estimaciones sobre Participación Validada ANES

<i>Panel A: Muestra Completa</i>						
<i>Variables</i>	Secundaria	Secundaria	Secundaria	Terciaria	Terciaria	Terciaria
Asistencia Obligatoria = 9	0.0563*** (0.0206)	0.0592*** (0.0205)	0.0604*** (0.0206)	0.0134 (0.0182)	0.00676 (0.0178)	0.00836 (0.0178)
Asistencia Obligatoria = 10	0.0857*** (0.0290)	0.0845*** (0.0286)	0.0901*** (0.0291)	-0.0314 (0.0255)	-0.0297 (0.0250)	-0.0334 (0.0252)
Asistencia Obligatoria = 11 o 12	0.107** (0.0508)	0.105** (0.0504)	0.112** (0.0526)	-0.0788* (0.0443)	-0.0731* (0.0436)	-0.0788* (0.0459)
Beneficios a Veteranos	0.0140 (0.0257)	0.0140 (0.0259)	0.0217 (0.0244)	0.0449* (0.0241)	0.0420* (0.0238)	0.0249 (0.0229)
Controles Demográficos	-	SÍ	SÍ	-	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	SÍ	SÍ	-
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	-	-	SÍ
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	9,941	9,941	9,941	9,941	9,941	9,941
Sanderson-Windmeijer F Test (2015)	4.75	5.10	6.37	5.01	3.75	3.61
<i>Panel B: Condicional en Registrados</i>						
<i>Variables</i>	Secundaria	Secundaria	Secundaria	Terciaria	Terciaria	Terciaria
Asistencia Obligatoria = 9	0.0533** (0.0224)	0.0553** (0.0223)	0.0570** (0.0224)	0.0109 (0.0204)	0.00638 (0.0199)	0.00765 (0.0199)
Asistencia Obligatoria = 10	0.0910*** (0.0309)	0.0914*** (0.0306)	0.0957*** (0.0310)	-0.0438 (0.0279)	-0.0436 (0.0276)	-0.0467* (0.0278)
Asistencia Obligatoria = 11 o 12	0.0677 (0.0535)	0.0648 (0.0528)	0.0718 (0.0556)	-0.0570 (0.0499)	-0.0483 (0.0486)	-0.0561 (0.0516)
Beneficios a Veteranos	0.0123 (0.0272)	0.0119 (0.0274)	0.00960 (0.0257)	0.0556** (0.0267)	0.0512* (0.0265)	0.0415 (0.0252)
Controles Demográficos	-	SÍ	SÍ	-	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	SÍ	SÍ	-
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	-	-	SÍ
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	8,317	8,317	8,317	8,317	8,317	8,317
Sanderson-Windmeijer F Test (2015)	3.95	4.31	4.88	5.24	4.41	4.78

Errores estándar corregidos por Huber-White y con clusters por Estado y Cohorte \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: ANES 1976-1990

problema se sigue a Angrist y Pischke (2008) y se realizan también estimaciones por LIML<sup>36</sup> en la segunda etapa.

### 6.1.2. Segunda Etapa

Las tabla 4 y 5 presentan los resultados de la estimación en dos etapas de la siguiente ecuación:

$$(3) \quad v_i = \beta_1 + \beta_1 * ed\hat{sec}_i + \beta_2 * ed\hat{ter}_i + \beta_3 * CD_i + \beta_4 * EF_i + \epsilon_i$$

Donde  $v_i$  es una variable muda que toma valor 1 si el individuo  $i$  fue a votar y 0 sino. Luego,  $ed\hat{sec}_i$  y  $ed\hat{ter}_i$  son variables de educación secundaria y terciaria cuyas primeras etapas se encuentran descritas en las ecuaciones (1) y (2). Por último, también se incluyen los mismos controles que en la primera etapa:  $CD_i$  que es un vector de controles demográficos (raza, ruralidad y sexo) y  $EF_i$  que constituye un vector de efectos fijos por Estado, edad<sup>37</sup> y elección.

La primera conclusión importante que muestran estas estimaciones es que no se desvanecen los resultados cuando se pasa de los votos auto-reportados a votos validados (efectivos), sino que incluso, en ocasiones, crecen los coeficientes de la educación secundaria y terciaria, con lo que ganan significancia. Una de las aprensiones para utilizar bases de datos de participación auto-reportada es que podría ser que sistemáticamente los individuos más educados reportaran votar cuando esto no era cierto, lo que sobreestimaría el impacto de la educación en la segunda etapa. En estas estimaciones, no hay evidencia de que exista este problema<sup>38</sup>. Un segundo elemento, es que los coeficientes de las estimaciones de 2SLS, en general, son mayores a los estimados por OLS. Esto está en la línea de lo encontrado en los trabajos más importantes para U.S.A. que han usado variables instrumentales (Milligan et al. (2004) y Dee (2004)).

De todas formas, en varios casos las magnitudes son mucho mayores, por lo que difícilmente se deba sólo a un error de medición de las variables de educación, y es más probable que tenga relación con un problema de variables omitidas que sesgan hacia abajo los estimadores OLS. Un ejemplo de lo anterior se podría encontrar en las características psicológicas no observables de los individuos como su *atribución causal* (Heider (1958)). Es plausible argumentar que individuos con una atribución causal interna (que atribuyen sus éxitos y fracasos a características internas como rasgos de su personalidad, inteligencia, motivación, etc.) tengan una mayor probabilidad de avanzar más en la educación formal y, al mismo tiempo, muestren un menor interés por eventos como las elecciones, ya que atribuyen menor peso del contexto, o características externas, en su probabilidad de éxito.

<sup>36</sup>El estimador de Limited Information Maximum Likelihood (LIML) es aproximadamente insesgado en media, en los modelos sobreidentificados, por lo que es una buena herramienta para descartar que los resultados estén siendo guiados por el sesgo que introducen los instrumentos débiles.

<sup>37</sup>En algunas estimaciones se utiliza un polinomio de grado 6 para la edad en vez de efectos fijos.

<sup>38</sup>Milligan et al. (2004) también entregan argumentos para refutar la existencia de un error de reporte no clásico, pero ellos lo hacen mostrando promedios de participación auto-reportada y validada condicional en distintos niveles educativos, no realizando estimaciones en dos etapas.

Tabla 4: Segunda Etapa en Estimaciones sobre Participación Auto-Reportada ANES

<i>Panel A: Toda la Muestra</i>					
<i>Variables</i>	OLS	2SLS	OLS	2SLS	LIML
Ed. Secundaria	0.165*** (0.0151)	0.0727 (0.209)	0.167*** (0.0151)	0.0804 (0.200)	0.0749 (0.233)
Ed. Terciaria	0.365*** (0.0157)	0.202 (0.274)	0.367*** (0.0157)	0.287 (0.280)	0.284 (0.404)
C. Demográficos	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	-	-
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	12,884	12,884	12,884	12,884	12,884
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.00	0.67	0.00	0.48	0.66
Kleibergen and Paap (2006) (p.value)	-	0.0202	-	0.0196	0.0196
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>					
Ed. Secundaria	-	8.55	-	10.20	10.20
Ed. Terciaria	-	5.06	-	5.11	5.11
<i>Panel B: Condicional en Registrados</i>					
<i>Variables</i>	OLS	2SLS	OLS	2SLS	LIML
Ed. Secundaria	0.0891*** (0.0160)	0.0762 (0.197)	0.0914*** (0.0160)	0.157 (0.196)	0.129 (0.234)
Ed. Terciaria	0.183*** (0.0162)	0.413* (0.243)	0.185*** (0.0163)	0.534** (0.247)	0.630* (0.329)
C. Demográficos	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	-	-
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	10,037	10,037	10,037	10,037	10,037
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.00	0.19	0.00	0.13	0.18
Kleibergen and Paap (2006) (p.value)	-	0.0072	-	0.0044	0.0044
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>					
Ed. Secundaria	-	9.61	-	10.91	10.91
Ed. Terciaria	-	6.98	-	7.57	7.57

Errores estándar corregidos por Huber-White y con clusters por Estado y Cohorte \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: ANES 1976-1990

Tabla 5: Segunda Etapa en Estimaciones sobre Participación Validada ANES

<i>Panel A: Toda la Muestra</i>					
<i>Variables</i>	OLS	2SLS	OLS	2SLS	LIML
Ed. Secundaria	0.113*** (0.0180)	0.589** (0.287)	0.115*** (0.0180)	0.585** (0.293)	0.420 (0.752)
Ed. Terciaria	0.279*** (0.0187)	0.708** (0.324)	0.282*** (0.0186)	1.004*** (0.358)	1.606 (1.501)
C. Demográficos	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	-	-
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	9,941	9,941	9,941	9,941	9,941
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.00	0.75	0.00	0.26	0.57
Kleibergen and Paap (2006) (p.value)	-	0.0766	-	0.0886	0.0886
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>					
Ed. Secundaria	-	5.10	-	6.37	6.37
Ed. Terciaria	-	3.75	-	3.61	3.61
<i>Panel B: Condicional en Registrados</i>					
<i>Variables</i>	OLS	2SLS	OLS	2SLS	LIML
Ed. Secundaria	0.0777*** (0.0186)	0.595* (0.313)	0.0772*** (0.0185)	0.661* (0.339)	0.517 (0.653)
Ed. Terciaria	0.170*** (0.0190)	0.888*** (0.304)	0.170*** (0.0189)	1.130*** (0.343)	1.480** (0.728)
C. Demográficos	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	-	-
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	8,317	8,317	8,317	8,317	8,317
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.00	0.43	0.00	0.22	0.40
Kleibergen and Paap (2006) (p.value)	-	0.0722	-	0.0604	0.0604
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>					
Ed. Secundaria	-	4.31	-	4.88	4.88
Ed. Terciaria	-	4.41	-	4.78	4.78

Errores estándar corregidos por Huber-White y con clusters por Estado y Cohorte \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: ANES 1976-1990

Además, estas grandes diferencias de magnitudes entre 2SLS y OLS también se pueden deber a otra razón: los estimadores de variables instrumentales están recuperando los efectos locales del tratamiento promedio (LATE), en vez de los efectos de tratamiento promedio (ATE). Esto, pues nuestros instrumentos presentan efectos en la educación secundaria y terciaria de subpoblaciones de nuestra muestra completa, por lo que el, como argumentan Angrist e Imbens (1994), el efecto encontrado es un efecto tratamiento promedio para este subconjunto de participantes y no para toda la población.

Las especificaciones más rigurosas para estimar el impacto de los distintos niveles educativos están en la tabla 5 Panel B, que muestran la participación validada. En estas estimaciones se puede ver que la educación terciaria es significativa al 95 % de confianza y que sus coeficientes son mayores a los de la secundaria tanto para toda la muestra, como condicionando en registrados, y tanto en la especificación con efectos fijos como en la que utiliza un polinomio para la edad.

Por otro lado, la educación secundaria sólo es significativa al 95 % en la estimación validada para toda la muestra y presenta un estimador punto siempre menor. Sin embargo, nunca se puede descartar (con un 95 % de confianza) que ambos estimadores punto sean iguales, probablemente por lo grandes que son las varianzas al usar la metodología de variables instrumentales. Lo que sí se puede concluir, es que de existir la relación causal de la educación secundaria, esta es menos robusta que la que presenta la educación terciaria.

Por último, la columna final de las tablas 4 y 5 repite la especificación del modelo con un polinomio grado seis para la edad, pero en este caso usa un estimador de LIML<sup>39</sup>. Los resultados son bastante similares a las estimaciones por 2SLS, e incluso presentan una leve tendencia a aumentar la diferencia entre el estimador de la secundaria y la terciaria. Como discuten Angrist y Pischke (2008), cuando ambas estimaciones son similares, incluso a pesar de estar en presencia de instrumentos débiles, es poco probable que los resultados estén guiados por problemas de sesgo.

Estos resultados están en la línea de lo que predice el modelo teórico de la sección 3. Al parecer, el *umbral* que permite obtener suficientes ingresos para que el costo fijo no sea tan relevante en términos de utilidad, se supera con la educación terciaria que es la que presenta más robustez en su impacto positivo. Existen, por supuesto, otras hipótesis que coinciden con los resultados encontrados; por ejemplo, si la educación afectara la utilidad asociada al *acto* de ir a votar ( $\delta_i$ ), estos resultados podrían estar guiados por ese efecto. Por esto, es beneficioso complementar estas estimaciones con las de las siguientes secciones.

También se debe notar, que la educación secundaria y terciaria tienen un impacto distinto en la probabilidad de participar en las elecciones si el individuo estaba o no registrado para votar. Por esto, es importante estimar si existe un impacto de la educación en la probabilidad de inscribirse. Para ello, en la tabla 5 se realizan estimaciones de dos etapas, utilizando los mismos instrumentos y controles anteriores, pero esta vez colocando como variable dependiente la probabilidad de registro.

---

<sup>39</sup>Las estimaciones LIML con efectos fijos por edad tienen varianzas tan grandes que son poco informativas.

Tabla 6: Estimaciones sobre la Probabilidad de Registro, ANES

<i>Segunda Etapa</i>					
<i>Variables</i>	OLS	2SLS	OLS	2SLS	LIML
Ed. Secundaria	0.122*** (0.0141)	0.00740 (0.208)	0.123*** (0.0141)	-0.0248 (0.198)	-0.0109 (0.218)
Ed. Terciaria	0.284*** (0.0147)	-0.162 (0.252)	0.285*** (0.0146)	-0.184 (0.259)	-0.251 (0.313)
C. Demográficos	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	-	-
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	SÍ	SÍ
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	12,884	12,884	12,884	12,884	12,884
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.00	0.57	0.00	0.58	0.52
Kleibergen and Paap (2006) (p.value)	-	0.0202	-	0.0196	0.0196
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>					
Ed. Secundaria	-	8.52	-	10.20	10.20
Ed. Terciaria	-	5.06	-	5.11	5.11
<i>Primera Etapa</i>					
<i>Variables</i>	Secundaria	Terciaria	Secundaria	Terciaria	
Asistencia Obligatoria = 9	0.0655*** (0.0179)	0.00408 (0.0153)	0.0670*** (0.0178)	0.00546 (0.0153)	
Asistencia Obligatoria = 10	0.102*** (0.0264)	-0.0404* (0.0227)	0.108*** (0.0264)	-0.0429* (0.0227)	
Asistencia Obligatoria = 11 o 12	0.0782* (0.0411)	-0.0523 (0.0353)	0.0839** (0.0423)	-0.0543 (0.0371)	
Beneficios Veteranos	0.0204 (0.0229)	0.0452** (0.0212)	0.0228 (0.0217)	0.0351* (0.0203)	
Controles Demográficos	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	
Efectos Fijos Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	
Efectos Fijos Edad	SÍ	SÍ	-	-	
Polinomio 6° Edad	-	-	SÍ	SÍ	
Efectos Fijos Año Encuesta	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	

Errores estándar corregidos por Huber-White y con clusters por Estado y Cohorte \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: ANES 1976-1990

Los resultados muestran que la correlación positiva y significativa que existe entre educación y probabilidad de registro, se desvanece al utilizar variables instrumentales, tanto para la educación

secundaria como para la terciaria. Esto, dado que en ambos casos los estimadores punto no son significativos, e incluso cambian de signo en algunas especificaciones. Estos resultados preliminares son desafiantes para el modelo teórico, pues también existe un costo fijo asociado al proceso de registro y se debería esperar que sea más probable que quienes tienen más educación sean los que están dispuestos a pagarlo (por tener un mayor ingreso).

A pesar de esta primera lectura, hay indicios que hacen pensar que la *naturaleza* del costo de registrarse es muy distinta a la del costo de ir a votar, y que el modelo presentado aún puede ser una buena explicación de lo que ocurre en la realidad. El primero de ellos, es que el costo de registrarse se paga una sola vez en la vida, mientras que el costo de ir a votar se debe pagar cada vez que decido ir a votar. Es decir, el costo de registro es un costo *hundido* para todos quienes ya se registraron en el pasado (el 78 % de la muestra ANES está registrado) y tienen que enfrentar sólo la decisión de ir o no ir a votar en el presente. Otro motivo que hace pensar que el costo de registro es distinto, tiene relación con el hecho de que, en la época analizada, muchos Estados ofrecían la posibilidad de registrarse por correo o de hacerlo cuando se realizaban trámites legales, como la renovación de la licencia de conducir, lo que implicaba que el costo asociado a este proceso era aún menor. Y por último, el hecho de que los estudios de Nagler (1991) y Martínez y Hill (1999) no encuentren efectos en cambios de políticas de registro sobre la participación electoral, hacen pensar que el *umbral* sobre el que comienzan a pagar el costo fijo de registrarse puede estar bajo la educación secundaria, lo que significaría que los resultados anteriores aún podrían ser consistentes con el modelo propuesto en la sección 3.

## 6.2. Estimaciones de Corte Transversal, U.S.A. 1970

En esta sección se trabaja con una segunda base de datos, que consiste en un corte transversal de las áreas metropolitanas de U.S.A. en el año 1970. Para la construcción de la mayoría de las variables se utilizó como fuente una muestra del 1 % del censo de 1970 publicado por IPUMS y se calcularon los promedios por grupo de condados (área metropolitana)<sup>40</sup>. Luego, para la creación de las variables de participación electoral se utilizó la base de ICPSR y a cada área metropolitana se le asignó el promedio de participación de los condados que la conformaban. Esta base de datos permite realizar nuevas estimaciones sobre el impacto de distintos niveles educativos, evaluar la participación en la elección de distintas autoridades, y realizar estimaciones del fenómeno de *roll-off*.

### 6.2.1. Estimaciones de Primera Etapa

En esta sección se realizan estimaciones sobre ecuaciones equivalentes a (1) y (2). Sin embargo, las variables se construyen de manera diferente puesto que esta base de datos tiene diferencias tanto en la información que reporta, como en el nivel de agregación<sup>41</sup>, con lo que las variables ya no están

---

<sup>40</sup>Estos promedios se calcularon utilizando a la población más activa en términos de participación, acotando la muestra a las edades de 30-55 años.

<sup>41</sup>Grupos de condados que constituyen un área metropolitana.

a nivel individual ( $i$ ), sino de grupo de condados ( $c$ ).

Primero, para la construcción de la variable  $AO_c$ , se asignaron las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatorias* según el Estado y cohorte de nacimiento a cada individuo de la muestra de 1970 (el valor relevante es el del Estado cuando el individuo tenía 14 años) y luego este valor se promedió por área metropolitana, lo que genera una sola variable instrumental<sup>42</sup>. Segundo, para la variable  $BV_C$  (*Beneficios por la Ley a Veteranos de la Segunda Guerra Mundial*) se aprovecha que en esta base de datos sí existe información sobre si los individuos son o no veteranos, por lo que se crea una variable muda que tiene valor 1 sólo si los individuos fueron a la Segunda Guerra Mundial y están en los cohortes nacidos entre 1921 y 1928 (definidos por Bound y Turner (1999)) y cero si no, y luego se colapsa esa variable por área metropolitana con lo que este último instrumento es equivalente a una tasa de movilización.

Para los controles demográficos ( $CD_c$ ), lo óptimo sería tener variables de ruralidad y razas a nivel de área metropolitana<sup>43</sup> en un período anterior a la guerra (o en su defecto en el período de crianza de los individuos). Lamentablemente la primera muestra del censo que se desagrega en un nivel más pequeño que Estados es justamente 1970, por lo que no es posible de controlar por variables pasadas del área metropolitana. Para enfrentar este problema se siguen dos estrategias paralelas: primero se controla por el porcentaje de ruralidad y composición racial del área metropolitana en 1970, entendiendo que debe existir una fuerte correlación entre esas variables y las que existían antes de la guerra. Y como segunda estrategia, se controla por una serie de variables (composición racial, % de hombres casados y % de ruralidad) que tienen los Estados donde se encuentran las áreas metropolitanas en 1940.

Por último, los controles  $EF_c$  quedan constituidos por un polinomio de grado 2 de la edad promedio del condado y por efectos fijos por Estado, con lo que los resultados son propios de variaciones intra-estado. Además, se agrega en la última especificación un control adicional que mide la participación electoral en las elecciones presidenciales de 1932, la que ocurrió 4 años antes de que los individuos afectados por alguno de los instrumentos pudieran votar, por lo que no corresponde a un *bad control*<sup>44</sup> y permite controlar por características históricas fijas del área metropolitana que afectan la participación electoral.

La tabla 7 reporta las estimaciones de primera etapa de los distintos niveles educativos. En este caso la educación secundaria ( $edsec_c$ ) y la terciaria ( $edter_c$ ) se definen de la misma manera (variable muda) como se definieron en la estimación ANES, con la diferencia que luego se colapsa por área metropolitana lo que genera variables que indican el promedio de secundarios y el promedio de terciarios en cada una de estas ciudades.

Las estimaciones de primera etapa muestran fuertes correlaciones de las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatorias* con la educación secundaria y de los *Beneficios por la Ley a Veteranos de la*

---

<sup>42</sup>Esto también es consistente con la literatura previa que utiliza variables agregadas. De hecho, Loeser (2014) lo construye de la misma manera.

<sup>43</sup>Mismos controles utilizados en las estimaciones ANES y que utilizaron anteriormente Acemoglu (2004) y Loeser (2014).

<sup>44</sup>Acemoglu, Gallego y Robinson (2014).

Tabla 7: Primera Etapa, Estimaciones Cross-Section

Variables	Educación Secundaria				Educación Terciaria			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)
Asist. Obligatoria	0.0620** (0.0283)	0.0659** (0.0283)	0.0725** (0.0312)	0.0634** (0.0318)	0.0319 (0.0309)	0.0198 (0.0322)	-0.0364 (0.0336)	-0.0280 (0.0341)
Ben. Veteranos	0.184 (0.330)	-0.297 (0.347)	-0.238 (0.347)	-0.194 (0.348)	1.433*** (0.361)	1.248*** (0.394)	1.116*** (0.374)	1.073*** (0.374)
Edad	-0.101 (0.158)	0.124 (0.160)	0.128 (0.160)	0.0878 (0.162)	-0.330* (0.173)	-0.292 (0.182)	-0.276 (0.173)	-0.224 (0.174)
Edad Cuadrado	0.00129 (0.00185)	-0.00137 (0.00187)	-0.00136 (0.00187)	-0.000903 (0.00189)	0.00370* (0.00202)	0.00326 (0.00212)	0.00293 (0.00202)	0.00233 (0.00203)
% Mujeres	0.163 (0.309)	0.265 (0.309)	0.143 (0.312)	0.121 (0.312)	-0.221 (0.337)	-0.0828 (0.351)	0.178 (0.336)	0.217 (0.335)
% Ruralidad	0.294*** (0.0772)	0.265*** (0.0786)	0.237*** (0.0790)	0.244*** (0.0796)	-0.358*** (0.0844)	-0.399*** (0.0892)	-0.341*** (0.0852)	-0.344*** (0.0855)
% Raza Negra		0.0126 (0.0538)	0.00357 (0.0619)	-0.0293 (0.0657)		-0.0835 (0.0611)	0.0296 (0.0668)	0.0776 (0.0706)
% Latino		-0.313*** (0.0702)	-0.308*** (0.0699)	-0.307*** (0.0699)		-0.0594 (0.0797)	-0.0665 (0.0754)	-0.0658 (0.0751)
Part. Pres. 1932				0.000064 (0.000141)				-0.000052 (0.000151)
Contr. 1940	-	-	SÍ	SÍ	-	-	SÍ	SÍ
E. Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
S-W F (2015)	2.51	7.83	9.28	6.33	3.76	15.32	26.40	25.65
Observaciones	300	300	300	298	300	300	300	298

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: IPUMS 1970 1%, ICPSR USA General Election Data

*Segunda Guerra Mundial* con la terciaria, además, los coeficientes se mantienen bastante estables luego de la inclusión de los diferentes controles <sup>45</sup>.

La tabla 7 también reporta los estadísticos F de Sanderson y Windmeijer (2015) los que son, en general, mayores a los de nuestras estimaciones ANES; y, luego de agregar todos los controles, parece que sólo la educación secundaria es susceptible de ser un instrumento débil. Sin embargo,

<sup>45</sup>En los Anexos se muestran los gráficos post-estimación (figura 1 y figura 2) de la columna (d) y (h) de la tabla 7. Ellas muestran que la relación entre las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatorias* y secundaria y entre los *Beneficios por la Ley a Veteranos* y terciaria no depende sustantivamente de ningún outlier.

incluso si se tuviera que estos instrumentos son débiles, no se debería producir un problema de sesgo en la estimación de 2SLS puesto que el modelo está exactamente identificado con lo que es aproximadamente insesgado (Angrist y Pischke (2008)).

### 6.2.2. Segunda Etapa

La tabla 8 muestra las estimaciones de 2SLS, sobre los distintos niveles educativos en la participación electoral durante las elecciones al congreso de 1970 (*House of Representatives Elections*). En este caso, se estima una ecuación similar a (3), pero con variables a nivel de condado, no de individuo. También se controla por todas las variables descritas y utilizadas en la primera etapa, detallada en la sección anterior (6.2.1).

Lo primero que es interesante, es que el coeficiente de la educación terciaria es siempre significativo al 95 %, es mayor al estimado por OLS<sup>46</sup> y en general crece levemente a medida que se agregan controles. También se encuentra que la razón entre los coeficientes de la educación secundaria y terciaria es consistente con varias de las estimaciones ANES, y se vuelve a corroborar que es mucho más robusta la relación entre educación terciaria y la participación electoral, que la que existe a nivel secundario. Sin embargo, al igual que en las estimaciones anteriores, en ninguna especificación se puede descartar con un 95 % de confianza que el estimador punto de la terciaria sea distinto al de la secundaria.

Por último, es importante señalar dos cosas: primero, que, como se mencionó anteriormente, con esta base de datos no es necesario realizar estimaciones LIML, pues todos los modelos estimados están exactamente identificados. Y segundo, que los controles de 1940 y de la participación electoral en 1932 no son significativos y hacen crecer las varianzas, por lo que en las siguientes estimaciones se prescindirá de ellos.

Los resultados encontrados están en la línea del modelo planteado anteriormente. La población que pertenece al grupo más educado, y por consiguiente tiene mayor ingreso, tiene mayor propensión a participar en las elecciones y se encuentra un efecto causal de la educación terciaria en la probabilidad de sufragio. El efecto de la educación secundaria es menos claro, y en estas estimaciones no se puede rechazar que sea igual a cero.

Una limitación de las estimaciones de corte transversal, es que se realizan tomando como base no el área metropolitana de nacimiento (no existe esa información) sino la de residencia. Por lo que si la migración fuera motivada por ciertas características de las zonas geográficas que hicieran al mismo tiempo elevar la educación y la participación electoral, los resultados presentados estarían sesgados. Lo mismo ocurriría si las zonas que en el pasado tienen más participación atraerán a los más educados, pues existiría un problema de causalidad reversa que también sesgaría los resultados.

---

<sup>46</sup>Nuevamente es difícil argumentar que toda la diferencia de OLS con 2SLS se deba sólo a error de medición. Esta diferencia probablemente tenga que ver con variables omitidas (psicológicas por ejemplo) y con que se está rescatando un LATE.

Tabla 8: Segunda Etapa, Estimaciones Cross-Section

<i>Participación Electoral E. Congreso 1970</i>					
	<i>OLS</i>		<i>2SLS</i>		
Educación Secundaria	1.617 (11.89)	67.28 (62.54)	5.267 (54.25)	65.30 (64.59)	53.66 (71.77)
Educación Terciaria	14.75 (10.63)	78.52** (31.59)	81.01** (37.26)	101.3** (45.66)	101.2** (46.39)
Part. Pres. 1932					0.0295 (0.0184)
Edad	10.42 (16.35)	8.112 (16.45)	-7.110 (17.62)	-8.886 (17.02)	-12.70 (17.40)
Edad Cuadrado	-0.0986 (0.192)	-0.0718 (0.195)	0.118 (0.207)	0.147 (0.201)	0.191 (0.206)
% Mujeres	-37.66 (36.41)	6.954 (43.20)	47.01 (44.99)	13.43 (39.81)	15.71 (40.43)
% Ruralidad	40.86*** (9.275)	54.63* (30.43)	64.79*** (25.06)	52.71*** (19.17)	56.95*** (21.58)
% Raza Negra			-24.60*** (8.571)	-31.75*** (7.578)	-32.11*** (8.398)
% Latino			12.03 (20.13)	32.67 (25.08)	29.64 (26.79)
Contr. 1940	-	-	-	SÍ	SÍ
E. Estado	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	300	300	300	300	298
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.10	0.89	0.21	0.48	0.44
Anderson LM statistic (1951) (p.value)	-	0.1042	0.0164	0.0079	0.0232
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>					
Ed. Secundaria	-	2.51	7.83	9.28	6.33
Ed. Terciaria	-	3.76	15.32	26.40	25.65

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: IPUMS 1970 1%, ICPSR USA General Election Data

Para descartar que sea eso lo que está guiando los resultados se hace un ejercicio de falsificación, donde se repiten las variables del lado derecho de la estimación (características de las áreas metropolitanas en 1970), pero se hace una regresión con la participación en 1932 como variable explicada. Los resultados de ese ejercicio se presentan en la tabla 9. En ella se puede observar que el coeficiente asociado a la educación secundaria y terciaria no son significativos en ninguna especificación.

Además, al agregar controles los estimadores disminuyen y las varianzas crecen mucho, con lo que disminuye más aún el nivel de significancia de los coeficientes. Por último, los estimadores punto de la educación terciaria son menores que los de la secundaria, que es lo inverso a lo encontrado en las estimaciones anteriores. Por lo tanto, en esta falsificación, no se encuentra evidencia de que sean características propias de los condados (que se mantienen en el tiempo) las que estén explicando el impacto significativo de la educación terciaria que se observa en las estimaciones de dos etapas para la participación en elecciones al congreso de 1970.

Tabla 9: Ejercicio de Falsificación

<i>Participación Elecciones Presidenciales 1932</i>			
	<i>OLS</i>	<i>2SLS</i>	
Educación Secundaria	32.17 (43.16)	204.7 (242.6)	52.71 (195.5)
Educación Terciaria	5.271 (38.95)	48.46 (133.6)	33.86 (119.0)
Edad	121.7** (59.44)	124.8** (60.19)	95.47* (56.62)
Edad Cuadrado	-1.378** (0.698)	-1.424** (0.716)	-1.062 (0.668)
% Mujeres	-158.0 (134.0)	-120.9 (141.6)	-41.38 (143.2)
% Ruralidad	-21.37 (34.12)	-49.53 (130.6)	-29.72 (87.33)
% Raza Negra			-61.90** (27.45)
% Latino			-6.513 (68.98)
E. Estado	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	298	298	298
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.36	0.65	0.93
Anderson LM statistic (1951) (p.value)	-	0.1591	0.0350
	<i>S-W (2015) First-Stage F</i>		
Ed. Secundaria	-	1.85	5.32
Ed. Terciaria	-	2.37	12.65

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: IPUMS 1970 1%, ICPSR USA General Election Data

Por último, se estiman los efectos causales que puede tener la educación en la elección de otras autoridades. Utilizando las mismas variables del lado derecho, que caracterizan a las áreas metropolitanas, se realizan estimaciones en las elecciones de senadores y gobernadores en 1970, así como en las elecciones de congresistas y presidentes en 1972. Las primeras dos elecciones que se analizan tienen muestras más pequeñas puesto que en 1970 se eligieron gobernadores y senadores sólo en 35 Estados.

Los resultados se muestran en la tabla 10. En ella se controla tanto en primera, como en segunda etapa, por la edad, edad al cuadrado, porcentaje de ruralidad en 1970, porcentaje de mujeres, porcentaje de personas de raza negra y latinos y, por último, también se controla por efectos fijos por Estado. Los resultados de estas estimaciones son consistentes con lo encontrado en nuestra estimación para elecciones al congreso de 1970. En todas las elecciones, el estimador punto de la terciaria es mayor a la secundaria y los coeficientes tienen un orden de magnitud similar. Además, en las estimaciones con un tamaño de muestra similar a las elecciones al congreso de 1970, el coeficiente de la educación terciaria es significativo al 95 %, mientras que en las de menor tamaño muestral, como es de esperar, la significancia disminuye.

Una primera conclusión del conjunto de las estimaciones ANES y corte transversal, es que, al menos en la subpoblación afectada por los instrumentos, la educación terciaria muestra un impacto mucho más robusto a los cambios de especificaciones y bases de datos, y pareciera que es este tipo de educación la que juega un rol más importante en el aporte causal que tiene la educación en la probabilidad de participar. Además, estas conclusiones podrían conciliar algunos de los resultados aparentemente contradictorios que muestra la literatura previa. Por ejemplo, Milligan et al. (2004) encuentran un impacto significativo de la graduación secundaria en la participación, y Tenn (2007) no encuentra efectos de un año más de escolaridad en participación. Ambas conclusiones podrían explicarse de manera conjunta si lo que guía los resultados de Milligan et al. (2004) son la fracción de graduados que luego ingresó a la educación terciaria, y que ésta sea la que realmente hace un aporte diferencial en la probabilidad de participar.

Por último, como se mencionó con anterioridad, estos resultados son coincidentes con las hipótesis que plantea el modelo teórico, donde quienes tienen mayor educación, aumentan sus ingresos y les es menos costoso (en términos de utilidad) pagar el costo fijo, por lo que participan con mayor probabilidad. Sin embargo, ésta tampoco es una explicación excluyente. Los resultados también son consistentes con otras miradas de la literatura, como la que hace referencia a un *adoctrinamiento* de la educación superior que cambia los beneficios del *acto* de ir a votar ( $\delta_i$ ) según el nivel educativo. Con el objetivo de entregar más evidencia que apoye o refute el modelo teórico, y que permita entender mejor la conexión entre educación y participación, a continuación se estudiarán otras variables que están estrechamente ligadas a la participación política.

Tabla 10: Segunda Etapa, Estimaciones Cross-Section en diferentes Elecciones

<i>Segunda Etapa</i>								
<i>Variables</i>	<i>Sen. 1970</i>		<i>Gov. 1970</i>		<i>Cong. 1972</i>		<i>President 1972</i>	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
Ed. Sec.	0.622 (13.50)	60.70 (134.7)	-28.17** (12.56)	12.43 (61.62)	-10.71 (12.37)	26.89 (43.29)	-13.39 (10.92)	2.336 (39.15)
Ed. Ter.	16.80 (11.95)	198.0 (164.7)	-7.845 (11.23)	133.7* (73.05)	14.45 (10.77)	67.23** (28.97)	13.15 (9.544)	59.35** (26.90)
Controles Anteriores	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Observaciones	236	236	228	228	298	298	300	300
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.01	0.10	0.00	0.14	0.00	0.39	0.00	0.19
Anderson LM (1951) (p.value)	-	0.0976	-	0.0816	-	0.0158	-	0.0164
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>								
Ed. Secundaria	-	5.33	-	9.62	-	7.82	-	7.83
Ed. Terciaria	-	2.85	-	4.03	-	16.80	-	15.32
<i>Primera Etapa</i>								
<i>Variables</i>	Ed.Sec.	Ed.Ter.	Ed.Sec.	Ed.Ter.	Ed.Sec.	Ed.Ter.	Ed.Sec.	Ed.Ter.
Asist. Obligatoria	0.0553* (0.0327)	-0.0163 (0.0372)	0.0701** (0.0307)	-0.00360 (0.0345)	0.0642** (0.0283)	0.0205 (0.0323)	0.0584** (0.0287)	0.0289 (0.0324)
Beneficios Veteranos	-0.659 (0.452)	0.818 (0.514)	-0.132 (0.433)	0.843* (0.487)	-0.319 (0.347)	1.266*** (0.395)	-0.263 (0.347)	1.214*** (0.392)
Controles Anteriores	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: IPUMS 1970 1%, ICPSR USA General Election Data

## 7. Estimaciones Complementarias

La base de la American National Election Studies permite testear los efectos diferenciados de la educación formal en variables que tradicionalmente se han presentado como posibles canales de impacto, como lo son variables de adquisición de información política, conocimiento político objetivo y variables de movilización política (Milligan et al. (2004), Glaser et al. (2007), Borgonovi et al. (2010), Friedman et al. (2016)). Además, resulta relevante el estudio de estas variables en la medida que permiten verificar la validez de algunos supuestos del modelo y de hipótesis alternativas.

Para estas estimaciones se mantienen todos los controles de las estimaciones ANES anteriores, se utiliza la especificación con efectos fijos edad y también se estima por LIML, para enfrentar el problema de instrumentos débiles en un modelo sobreidentificado. Es decir, se estima la ecuación (3) modificando la variable explicada.

En la tabla 11 se realizan estimaciones sobre adquisición de información política. Las dos variables dependientes son la probabilidad de que el encuestado revisara programas de TV sobre campañas políticas y la probabilidad de que el encuestado revisara artículos de revistas que traten sobre la campaña. Las muestras asociadas a ambas variables presentan primeras etapas similares a las de las estimaciones anteriores y los resultados de segunda etapa muestran un impacto significativo tanto de la educación secundaria como de la educación terciaria. Además, las estimaciones LIML son similares en ambos casos a las de 2SLS, por lo que es poco probable que los resultados estén guiados por sesgo de instrumentos débiles.

Luego, en la tabla 12 se realizan estimaciones sobre conocimiento político objetivo. Las dos variables dependientes son la probabilidad de que el encuestado responda correctamente qué partido tiene la mayoría parlamentaria y la probabilidad de nombrar al menos un candidato al Congreso (de su circunscripción) correctamente.

Los resultados de las estimaciones en dos etapas son muy similares a las de adquisición de información política. Se tienen efectos positivos y significativos de la educación secundaria y terciaria en la probabilidad de contestar correctamente la mayoría parlamentaria, y efectos significativos (al 95 %) de la educación terciaria en recordar correctamente un candidato. También, se puede apreciar que las estimaciones LIML son similares y que las primeras etapas son, incluso mejores, que en estimaciones anteriores.

Un elemento interesante de los resultados anteriores, es que si bien no se puede descartar (con un 95 % de confianza) en ninguna estimación que el coeficiente de la educación terciaria sea igual que el de la secundaria<sup>47</sup>, sí existe un patrón interesante en los estimadores punto. En las preguntas que tienen mayor tasa de respuestas afirmativas o correctas (las más “sencillas”) que son la revisión de programas de TV (78 % de respuestas afirmativas) y la mayoría parlamentaria (54 % de respuestas correctas) los estimadores punto de la educación terciaria y secundaria son casi indistinguibles. Mientras que en las variables con menor tasa de respuestas afirmativas o correctas, lectura de artículos de revistas (33 % de respuestas afirmativas) y nombre de un candidato al Congreso (39 %), el estimador punto es aproximadamente dos veces el de la educación secundaria. Esto podría estar indicando que además de haber un gradiente informacional entre quienes tienen menos educación formal que la secundaria y el resto, también existe un gradiente informacional relevante cuando se pasa de la educación secundaria a la terciaria.

Las estimaciones anteriores apoyan la idea de que la educación tiene un impacto positivo en la información privada de los individuos, lo que es uno de los supuestos claves que se necesita para poder modelar los impactos que tienen los distintos niveles educativos en el fenómeno del *roll-off*<sup>48</sup>.

<sup>47</sup>Posiblemente por las altas varianzas que se tienen de usar variables instrumentales.

<sup>48</sup>Utilizando la segunda parte del modelo presentado en la sección 3.

Los resultados presentados son consistentes con la idea de que quienes están más educados, también manejan más información privada, por lo que la información sí es una vía posible mediante la cual la educación puede afectar la abstención y votación, al menos en un contexto de votación no costoso.

Tabla 11: Estimaciones Sobre Adquisición de Información Política

<i>Segunda Etapa</i>						
<i>Porcentaje de Afirmativos</i>	<i>TV: Revisión de Programas sobre la Campaña</i>			<i>Revistas: Lectura de artículos sobre campañas electorales</i>		
	78 %			33 %		
<i>Variables</i>	OLS	2SLS	LIML	OLS	2SLS	LIML
Ed. Secundaria	0.0816*** (0.0144)	0.421** (0.206)	0.422** (0.208)	0.156*** (0.0131)	0.315 (0.243)	0.318 (0.284)
Ed. Terciaria	0.149*** (0.0151)	0.423 (0.291)	0.423 (0.293)	0.419*** (0.0151)	0.640** (0.295)	0.681* (0.400)
Todos Contr. Ant. Observaciones	SÍ 11,352	SÍ 11,352	SÍ 11,352	SÍ 9,613	SÍ 9,613	SÍ 9,613
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.00	0.99	0.99	0.00	0.27	0.44
Kleibergen and Paap (2006) (p.value)	-	0.0675	0.0675	-	0.0069	0.0069
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>						
Ed. Secundaria	-	5.37	5.37	-	9.10	9.10
Ed. Terciaria	-	4.05	4.05	-	6.57	6.57
<i>Primera Etapa</i>						
<i>Variables</i>	<i>Secundaria</i>		<i>Terciaria</i>			
Asistencia Obligatoria = 9	0.0624*** (0.0191)	0.00889 (0.0161)	0.0687*** (0.0196)	0.000132 (0.0175)		
Asistencia Obligatoria = 10	0.0905*** (0.0285)	-0.0314 (0.0244)	0.114*** (0.0284)	-0.0495* (0.0257)		
Asistencia Obligatoria = 11 o 12	0.0831** (0.0423)	-0.0628* (0.0381)	0.0989** (0.0438)	-0.0798** (0.0384)		
Beneficios Veteranos	0.0175 (0.0234)	0.0403* (0.0219)	0.00959 (0.0247)	0.0474** (0.0231)		
Todos Contr. Ant.	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ		

Errores estándar corregidos por Huber-White y con clusters por Estado y Cohorte \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: ANES 1976-1990

Tabla 12: Estimaciones Sobre Conocimiento Político

<i>Segunda Etapa</i>						
<i>Respuestas Correctas</i>	<i>Responde correctamente quién tiene la mayoría parlamentaria</i>			<i>¿Recuerda correctamente el nombre de al menos un candidato al congreso en su circunscripción?</i>		
	54 %			39 %		
<i>Variables</i>	OLS	2SLS	LIML	OLS	2SLS	LIML
Ed. Secundaria	0.201*** (0.0149)	0.541*** (0.206)	0.553** (0.215)	0.114*** (0.0116)	0.369* (0.190)	0.314 (0.317)
Ed. Terciaria	0.416*** (0.0157)	0.586** (0.292)	0.573* (0.323)	0.265*** (0.0131)	0.711*** (0.256)	1.007 (0.641)
Todos Contr. Ant. Observaciones	SÍ 12,824	SÍ 12,824	SÍ 12,824	SÍ 13,796	SÍ 13,796	SÍ 13,796
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.00	0.88	0.96	0.00	0.16	0.39
Kleibergen and Paap (2006) (p.value)	-	0.0218	0.0218	-	0.0144	0.0144
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>						
Ed. Secundaria	-	9.65	9.65	-	10.06	10.06
Ed. Terciaria	-	5.05	5.05	-	6.38	6.38
<i>Primera Etapa</i>						
<i>Variables</i>	Secundaria	Terciaria	Secundaria	Terciaria		
Asistencia Obligatoria = 9	0.0660*** (0.0177)	0.00557 (0.0153)	0.0674*** (0.0175)	0.00232 (0.0148)		
Asistencia Obligatoria = 10	0.105*** (0.0264)	-0.0411* (0.0228)	0.105*** (0.0258)	-0.0476** (0.0220)		
Asistencia Obligatoria = 11 o 12	0.0853** (0.0420)	-0.0559 (0.0367)	0.0922** (0.0421)	-0.0606* (0.0367)		
Beneficios Veteranos	0.0197 (0.0218)	0.0361* (0.0203)	0.0152 (0.0209)	0.0364* (0.0197)		
Todos Contr. Ant.	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ		

Errores estándar corregidos por Huber-White y con clusters por Estado y Cohorte \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: ANES 1976-1990

Por último, también se buscará el impacto de los niveles educativos en dos variables de *mobilización política*: primero en la probabilidad de que el encuestado intentara influenciar el voto de un tercero y segundo, en la probabilidad de asistencia a algún evento político de campaña. Si un canal relevante mediante el cual la educación afecta a la participación es el *adoctrinamiento* o disminución de los costos de interacción social como argumenta Glaser et al. (2007), se debería

esperar encontrar impactos positivos de ella no sólo en la probabilidad de votar, sino también en otras variables relacionadas con el *compromiso político o público*. Es decir, este *adoctrinamiento* no debería verse sólo reflejado en un cambio de la utilidad que entrega el *acto* de votar ( $\delta_i$ ), sino también en actividades que están íntimamente ligadas.

Tabla 13: Estimaciones Sobre Movilización Política

<i>Segunda Etapa</i>						
<i>Variables</i>	<i>¿El encuestado trató de influenciar el voto de alguien más?</i>			<i>Asistencia a rallies o reuniones políticas durante la campaña</i>		
	OLS	2SLS	LIML	OLS	2SLS	LIML
Ed. Secundaria	0.0683*** (0.0120)	-0.265 (0.196)	-0.268 (0.197)	0.0303*** (0.00683)	-0.155 (0.125)	-0.169 (0.138)
Ed. Terciaria	0.217*** (0.0135)	0.156 (0.302)	0.160 (0.307)	0.101*** (0.00798)	0.00115 (0.173)	0.0162 (0.213)
Todos Contr. Ant. Observaciones	SÍ 12,832	SÍ 12,832	SÍ 12,832	SÍ 12,838	SÍ 12,838	SÍ 12,838
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.00	0.19	0.19	0.00	0.39	0.45
Kleibergen and Paap (2006) (p.value)	-	0.0195	0.0195	-	0.0211	0.0211
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>						
Ed. Secundaria	-	9.42	9.42	-	9.36	9.36
Ed. Terciaria	-	5.27	5.27	-	5.15	5.15
<i>Primera Etapa</i>						
<i>Variables</i>	<i>Secundaria</i>		<i>Terciaria</i>			
Asistencia Obligatoria = 9	0.0659*** (0.0178)	0.00643 (0.0153)	0.0657*** (0.0178)	0.00654 (0.0153)		
Asistencia Obligatoria = 10	0.106*** (0.0264)	-0.0412* (0.0227)	0.105*** (0.0264)	-0.0405* (0.0227)		
Asistencia Obligatoria = 11 o 12	0.0852** (0.0420)	-0.0557 (0.0367)	0.0851** (0.0420)	-0.0553 (0.0367)		
Beneficios Veteranos	0.0188 (0.0218)	0.0370* (0.0203)	0.0189 (0.0218)	0.0369* (0.0203)		
Todos Contr. Ant.	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ		

Errores estándar corregidos por Huber-White y con clusters por Estado y Cohorte \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: ANES 1976-1990

Los resultados de estas estimaciones se muestran en la tabla 13. En ella se puede ver que ni la educación secundaria, ni la terciaria, parecieran tener algún efecto en las variables de movilización.

Los estimadores punto nunca son significativos, son menores que los OLS, e incluso son negativos en el caso de la secundaria. También se debe notar que estos resultados no se deben al número de observaciones o las primeras etapas, pues estas son similares (o incluso mejores) que las de estimaciones anteriores.

Por lo tanto, en estas estimaciones no se encuentra evidencia de que lo que esté guiando los resultados sea el *adoctrinamiento* de la educación secundaria o terciaria. Parece más plausible argumentar que un modelo como el propuesto en este trabajo (basado en la existencia de costos fijos y en las implicancias en el ingreso que tiene la educación) es una mejor aproximación a la realidad.

## 8. Estudiando el Roll-Off

Como se mencionó anteriormente, el fenómeno de *roll-off* se refiere al hecho de que parte del electorado que se acerca a votar por un candidato o alternativa de política (enmienda o referéndum), deja en blanco otras elecciones que están en la misma papeleta. Este fenómeno es interesante en la medida que permite observar el comportamiento de los individuos en escenarios sin costo de votación, pues, si ya se acercaron a votar por una elección de la papeleta, hacerlo en la siguiente tiene un costo marginal cercano a cero. Esto es relevante, sobre todo porque la parte inicial del modelo obtiene todas sus predicciones desde la existencia de un costo fijo de acercarse a las urnas.

En la sección 3 se propone un modelo que predice que, condicional en que la educación tenga un impacto en la información privada de los individuos<sup>49</sup> y en que los individuos ya están en los centros de votación, quienes están más educados deberían votar con mayor probabilidad por la papeleta completa. En esta sección se realizan estimaciones empíricas que permiten analizar si las predicciones realizadas son o no una buena descripción de la realidad.

En la literatura tradicionalmente se utilizan datos individuales de participación (típicamente auto-reportada) y no se tiene información confiable de si el individuo, en caso de haber participado, votó por todas las opciones de la papeleta. Es decir, no es posible hacer estimaciones directas del *roll-off* a partir de encuestas como la *Current Population Survey*. Por lo tanto, en este trabajo se seguirá un enfoque alternativo: se utiliza la base de datos de corte transversal, para crear dos tipos de variables. Las primeras son las variables  $\hat{x}_{com}$  que es el porcentaje de población que votó por ambas elecciones que se tomaban el mismo día. Y las segundas son  $\hat{x}_{inc}$  que corresponden el porcentaje de población que votó sólo por una elección (en días de elecciones simultáneas).

En base a la diferencia y al mínimo de participación entre dos elecciones simultáneas se crean tres versiones (A, B y C) de las variables  $\hat{x}_{inc}$  y  $\hat{x}_{com}$ . La primera (A) con la información de las elecciones de congresistas y gobernadores de 1970, la segunda (B) con la información de las elecciones de congresistas y senadores de 1970 y por último, la tercera (C) con la información de las elecciones de congresistas y presidentes de 1972. Luego, se repiten las estimaciones de corte

---

<sup>49</sup>Elemento del que se tiene evidencia en la sección 7.

transversal (sección 6.2.2.) cambiando la variable explicada por las distintas definiciones de las variables  $\hat{x}_{inc}$  y  $\hat{x}_{com}$ .

Los resultados de estas estimaciones se presentan en la tabla 14. Se analiza primero el Panel A, donde se puede observar que el porcentaje de personas que vota en ambas elecciones ( $\hat{x}_{com}$ ) aumenta con la educación terciaria. El coeficiente asociado a ella es significativo al 95 % en dos de las tres especificaciones. Por otro lado, la educación secundaria tiene un estimador punto positivo, pero no significativo y siempre menor que el de la terciaria (la razón es entre 1/2 y 1/3). De todas formas, nunca se puede descartar con un 95 % de confianza que ambos coeficientes sean iguales.

Luego, se analiza el Panel B donde se observa que el porcentaje de personas que votan sólo por una alternativa  $\hat{x}_{inc}$  no se ve influenciado ni por la educación secundaria, ni por la educación terciaria. Esto, dado que los coeficientes nunca son significativamente distintos de cero, e incluso sus estimadores punto son negativos.

El porcentaje de personas que votó en ambas elecciones ( $\hat{x}_{com}$ ), que es la variable explicada en el Panel A, se puede descomponer de la siguiente forma:

$$(I) \quad \hat{x}_{com} = \int_i P(v) * P(vot_{com}/v) d_i$$

Donde  $P(v)$  es la probabilidad de votar,  $P(vot_{com}/v)$  es la probabilidad de votar por ambas elecciones condicional en que ya se fue a votar, e  $i$  son todos los individuos de la población. Luego el estimador obtenido en la Tabla 14, corresponde a la derivada parcial de la expresión (I) de acuerdo a la educación secundaria o terciaria.

De manera equivalente se puede descomponer el porcentaje de personas que votó sólo en una elección ( $vot_{inc}$ ), variable explicada del Panel B, en la siguiente expresión:

$$(II) \quad \hat{x}_{inc} = \int_i P(v) * P(vot_{inc}/v) d_i$$

Donde  $P(vot_{inc}/v)$  es la probabilidad de votar sólo en una elección condicional en que ya fui a votar. Luego, los coeficientes del Panel A, corresponden a estimadores de la derivada parcial de la expresión (II), con respecto a distintos niveles educativos.

Las expresiones anteriores muestran que en la Tabla 14 no se está estimando exactamente el impacto de la educación en el *roll-off*, pues para esto se necesitaría estimar la derivada parcial de las probabilidades condicionales en haber ido a votar ( $P(vot_{com}/v)$  y  $P(vot_{inc}/v)$ ). Pero, estas expresiones también muestran que tanto  $\hat{x}_{com}$  como  $\hat{x}_{inc}$  tienen la misma probabilidad de participar,  $P(v)$ , por lo que toda la diferencia que existe entre ellas proviene de diferencias entre  $P(vot_{com}/v)$  y  $P(vot_{inc}/v)$ .

Tabla 14: Ejercicios de Roll-Off

<i>Panel A: Segunda Etapa</i>						
<i>Variables</i>	$\hat{x}_{com} A (1970)$		$\hat{x}_{com} B (1970)$		$\hat{x}_{com} C (1972)$	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
Ed. Sec.	-20.11 (17.35)	60.06 (75.87)	-5.535 (18.04)	105.4 (149.5)	-10.69 (12.35)	26.38 (43.23)
Ed. Ter.	-4.234 (15.51)	181.6** (89.94)	4.873 (15.97)	227.1 (182.9)	14.47 (10.75)	67.12** (28.93)
Controles Observaciones	SÍ 228	SÍ 228	SÍ 236	SÍ 236	SÍ 298	SÍ 298
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.07	0.24	0.18	0.19	0.00	0.38
<i>Panel B: Segunda Etapa</i>						
<i>Variables</i>	$\hat{x}_{inc} A (1970)$		$\hat{x}_{inc} B (1970)$		$\hat{x}_{inc} C (1972)$	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
Ed. Sec.	-8.798 (11.22)	-39.53 (34.17)	3.529 (10.90)	-48.21 (54.36)	-0.692 (7.675)	-22.13 (26.14)
Ed. Ter.	-3.271 (10.03)	-54.98 (40.51)	9.265 (9.653)	-30.90 (66.47)	0.130 (6.680)	-6.972 (17.49)
Controles Observaciones	SÍ 228	SÍ 228	SÍ 236	SÍ 236	SÍ 298	SÍ 298
Diferencia Sec-Ter (p.value)	0.32	0.74	0.22	0.61	0.85	0.59
Anderson LM statistic (1951) (p.value)	-	0.0816	-	0.0976	-	0.0158
<i>Sanderson-Windmeijer (2015) First-Stage F Test</i>						
Ed. Secundaria	-	9.62	-	5.34	-	7.82
Ed. Terciaria	-	4.03	-	2.85	-	16.80
<i>Primera Etapa</i>						
<i>Variables</i>	Ed.Sec.	Ed.Ter.	Ed.Sec.	Ed.Ter.	Ed.Sec.	Ed.Ter.
Asistencia Obligatoria	0.0701** (0.0307)	-0.00360 (0.0345)	0.0553* (0.0327)	-0.0163 (0.0372)	0.0642** (0.0283)	0.0205 (0.0323)
Beneficios a Veteranos	-0.132 (0.433)	0.843* (0.487)	-0.659 (0.452)	0.818 (0.514)	-0.319 (0.347)	1.266*** (0.395)
Controles	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
Fuente: IPUMS 1970 1%, ICPSR USA General Election Data

Con esto, si bien no se estima exactamente las magnitudes del impacto causal de la educación en el *roll-off*, sí se tiene una estimación de la direccionalidad que tiene. Así, se puede decir que la educación terciaria aumenta la probabilidad de que, condicional en que fui a votar, vote por todas las elecciones de una misma papeleta. Esto, además, está en línea con las predicciones del modelo propuesto en este trabajo.

Una hipótesis plausible que puede explicar los resultados de esta tesis, es que la educación terciaria produce que más gente vaya a votar, puesto que permite a más personas pagar el costo fijo de acercarse a las urnas. Y una vez ahí, quienes están más educados tienden a votar por todas las elecciones, puesto que manejan más información y para ellos no es una decisión óptima abstenerse (como sí lo es para los menos informados). Esto es consistente también con lo que se documenta en la Tabla 14, donde hay un efecto positivo de la educación terciaria en la proporción de gente que vota en ambas elecciones, pero un efecto nulo de la educación en la proporción de gente que vota sólo por un candidato.

Esa visión es consistente con las predicciones del modelo propuesto en la sección 3. Sin embargo, no es la única explicación posible. El enfoque usado durante el análisis de los resultados de las estimaciones de este trabajo, ha puesto el foco en los factores que determinan la “demanda” de individuos dispuestos a ir a votar, sin embargo, no se ha discutido en extenso cómo, frente a cambios de las características de esta “demanda” (educación por ejemplo), pueden también reaccionar los candidatos o promotores de políticas (la “oferta”) afectando el resultado de equilibrio. De todas formas se ha intentado controlar de la mejor manera posible la existencia de estos efectos, colocando, en todos los ejercicios empíricos, controles de efectos fijos por año de elección, cohorte y Estado de votación; de manera de que se han reportado resultados intra-estado (y también intra-elección). Con esto, al menos, se controla por las características propias de los candidatos de cada elección.

Sin embargo, en las estimaciones cross-section es posible argumentar que, por ejemplo, los candidatos se pueden adelantar a que los individuos más educados voten con mayor probabilidad y por lo tanto, hacer campañas más intensivas en recursos en los condados o áreas metropolitanas más educadas. Esto, entendiendo que es menos costoso obtener el voto de alguien que ya va a votar, pues ya pagó el costo de acercarse a las urnas. Esta también es una explicación plausible para los resultados encontrados en la tabla 14 y lamentablemente no existen datos de gasto electoral por condado que permitan vislumbrar si el resultado de las estimaciones se debe a campañas más intensivas, a efectos informacionales de la educación (como predice el modelo presentado en la sección 3), o a una combinación de ambas. Estudios futuros que toquen estos temas con mayor profundidad pueden entregar más luces de cuáles son los mecanismos que están guiando los resultados.

## 9. Conclusión

En este trabajo se intentó explorar con mayor detalle el vínculo que existe entre los distintos niveles educativos y la participación electoral. Para ello se propuso un modelo basado en la revisión

de dos aproximaciones teóricas complementarias: primero, para la modelación del vínculo de la educación con la probabilidad de ir a votar, se utilizó un enfoque clásico como el de Matta (2009)<sup>50</sup> que fundamenta sus predicciones en la existencia de un costo fijo asociado al *acto* de ir a votar. Y segundo, para modelar el fenómeno de *roll-off*, que es una decisión de votación que no tiene asociados costos relevantes, se utilizó la aproximación informacional de Feddersen y Pesendorfer (1996).

Luego, se realizaron una serie de estimaciones empíricas con la metodología de variables instrumentales. Para la construcción de instrumentos válidos se aprovecharon las variaciones entre Estados y cohortes de dos políticas públicas diferentes: las *Leyes de Asistencia Escolar Obligatoria* y los *Beneficios por la Ley de Veteranos de la Segunda Guerra Mundial*.

Los resultados de las estimaciones principales muestran que la educación terciaria tiene un impacto causal significativo y robusto a los cambios de especificaciones, bases de datos y elecciones. Por otro lado, la educación secundaria también tiene asociada coeficientes positivos, pero estos rara vez son significativos. Otra conclusión que se desprende de estos ejercicios, es que los estimadores punto no se diluyeron (en magnitud y significancia) al sustituir los datos auto-reportados por datos validados. Por lo que, al menos en este contexto, no hay evidencia de que utilizar datos auto-reportados (como los usados en la literatura) sesgue hacia arriba sistemáticamente los estimadores.

También, se realizaron una serie de ejercicios complementarios, donde se estimó el impacto de la educación en una serie de variables relacionadas a la participación electoral. Los primeros resultados de estos ejercicios documentaron impactos positivos y significativos de la educación en variables de adquisición de información y conocimiento político. Esto, es evidencia favorable para un supuesto clave del modelo, puesto que se necesita que la educación produzca que la información privada sea heterogénea, para que los más educados tengan como decisión óptima no abstenerse (en un escenario de votación no costoso).

Como segundo resultado de los ejercicios complementarios, se documentó que los estimadores del impacto que tiene la educación en variables de *movilización política* no son significativamente distintos de cero. Por lo tanto, en este contexto, no hay evidencia que apoye la hipótesis de que el *adoctrinamiento* es un canal relevante mediante el cual la educación afecta a la participación. Si así fuera, se debería ver que los impactos de la educación no sólo se dan en la probabilidad de votar sino también en actividades similares como son las de *movilización política*<sup>51</sup>.

Para terminar se realizaron por primera vez estimaciones de 2SLS del fenómeno de *roll-off*. Los resultados muestran que la educación terciaria eleva significativamente el porcentaje de personas que van a votar por 2 o más elecciones (cuando existen elecciones simultáneas), pero que no hay un cambio significativo del porcentaje de personas que vota sólo en una elección.

Los resultados de este trabajo son en general consistentes con las hipótesis que se derivan del

---

<sup>50</sup>Que a su vez rescata los postulados básicos de Riker and Ordeshook (1968).

<sup>51</sup>El supuesto que hay detrás de esta aseveración, es que de existir el *adoctrinamiento* este debería no sólo cambiar la utilidad del *acto* de ir a votar, sino también elevar la utilidad de actividades relacionadas, como convencer o persuadir a alguien de cambiar su voto, o ir a reuniones políticas.

modelo presentado en la motivación teórica. Es plausible que la educación, sobre todo la terciaria, eleve el ingreso de los individuos, y esto aumente la probabilidad de ir a las urnas a votar, puesto que el costo fijo es menos relevante en términos de utilidad. Y también es plausible que, condicional en que llegaron a los centros de votación, quienes están más educados voten con mayor probabilidad en todas las elecciones de la misma papeleta, ya que manejan mayor información privada.

Por último, es importante señalar que si bien las hipótesis planteadas son explicaciones posibles, pueden no ser las únicas. Es especialmente relevante, para la mejor comprensión de los resultados presentados en este trabajo, que estudios futuros documenten de manera más detallada cómo afectan distintas variables en la probabilidad de registro y los costos asociados a hacerlo. Y también, que documenten de manera más acabada las reacciones de la “oferta” política frente a cambios educativos de los votantes.

# BIBLIOGRAFÍA

- Abramson, P.R. y Aldrich, J.H.** (1982). “*The decline of electoral participation in America*”. American Political Science Review 76, 502-521.
- Abramson, P.R., Aldrich, J.H., Paolino, P. y Rohde, D.W.** (1992). “*Sophisticated Voting in the 1988 Presidential Primaries*”. American Political Science Review 86 pp 55-69.
- Acemoglu, D. y Angrist, J.** (2000). “*How Large are Human Capital externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws*”. NBER Macroeconomics Annual (2000). Vol 15, pp 9 - 59.
- Acemoglu, D., Autor, D. y Lyle, D.** (2004). “*Women, War, and Wages: The Effect of female labor supply on the wage structure at midcentury*”. Journal of Political Economy (2004). Vol. 112, No. 3
- Acemoglu, D., Gallego, F. y Robinson, J.** (2014). “*Institutions, Human Capital and Development*”. Annual Reviews of Economics
- Anderson, T.W.** (1951). “*Estimating linear restrictions on regression coefficients for multivariate normal distributions*”. Annals of Mathematical Statistics, Vol. 22, pp. 327-51.
- Angrist, J.D. e Imbens, G.W.** (1994). “*Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects*”. Econometrica Vol. 62, No. 2, pp. 467-475.
- Angrist, J.D. y Pischke, J.S.** (2008). “*Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*”.
- Berinsky, A.J. y Lenz, G.S.** (2011). “*Education and political participation: Exploring the causal link*”. Political Behavior 33: 357-73.
- Bernstein, R., Chadha, A. y Montjoy, R.** (2001). “*Overreporting voting: why it happens and why it matters*”. Public Opinion Quarterly 65 (1), 22-44.
- Borgonovi, F., d’Hombres, B. y Hoskins, B.** (2010). “*Voter turnout, information acquisition and education: Evidence from 15 European countries*”. The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy. Vol. 10:Article 90.
- Bound, J. y Turner, S.** (1999). “*Going to War and going to College; Did WWII and the G.I. Bill increase Educational Attainment for Returning Veterans?*”.
- Bowler, S., Donovan, T. y Happ, T.** (1992). “*Ballot propositions and information costs: Direct democracy and the fatigued voter*”. Western Political Quarterly, 45, 559-568.
- Brody, R.A.** (1978). “*The puzzle of political participation in America*”. In: King, A. (Ed.), The New American Political System. American Enterprise Institute, Washington, DC.

- Burden, B.C.** (2009). “*The dynamic effects of education on voter turnout*”. Electoral Studies 28 (2009) 540-549
- Burnham, W. D.** (1965). “*The changing shape of the American political universe*”. American Political Science Review, 59, 7-28.
- Campante, F. y Chor, D.** (2012). “*Schooling, Political Participation, and the Economy*”. The Review of Economics and Statistics 94(4): 841-859
- Campbell, A., Converse, P.E., Miller, W.E. y Stokes, D.E.** (1960). “*The American Voter*”. John Wiley, New York, NY.
- Cox, G.** (1997). “*Making Votes Count*”. Cambridge: Cambridge University Press
- Darcy, R. y Schneider, A.** (1989). “*Confusing ballots, roll-off, and the Black vote*”. Western Political Quarterly, 42, 347-364.
- Dee, T.S.** (2004). “*Are there civic returns to education?*”. Journal of Public Economics 88: 1697-1720.
- Downs, A.** (1957). “*An Economic theory of Democracy*”. New York: Harper and Row.
- Feddersen, T.J. y Pesendorfer, W.** (1996). “*The swing voter’s curse*”. American Economic Review 86 (3), 408-424.
- Feddersen, T.J. y Pesendorfer, W.** (1999). “*Abstention in elections with Asymmetric Information and Diverse Preferences*”. American Political Science Review 93 (2), 381-398.
- Feddersen, T.J.** (2004). “*Rational Choice Theory and the Paradox of Not Voting*”. Journal of Economic Perspectives 18 99-112.
- Friedman, W., Kremer, M., Miguel, E. y Thornton, R.** (2016). “*Education as Liberation?*”. Economica 83, 1-30
- Glaeser, E.L., Lopez-de-Silanes, F. y Schleifer, A.** (2004). “*Do institutions cause growth?*”. Journal of Economic Growth, 9, 271-303.
- Glaeser, E.L., Ponzetto, G.A.M. y Schleifer, A.** (2007). “*Why does democracy need education?*”. Journal of Economic Growth 12:77-99.
- Grimard, F. y Parent, D.** (2007). “*Education and smoking: Were Vietnam war draft avoiders also more likely to avoid smoking?*”. Journal of Health Economics, 26, 896-926.
- Heider, F.** (1958). “*The Psychology of Interpersonal Relations*”. Psychology Press.
- Henderson, J. y Chatfield, S.** (2011). “*Who matches? Propensity scores and bias in the causal effects of education on participation*”. Journal of Politics 73: 646-58.

- Kam, C.D. y Palmer, C.L.** (2008). “*Reconsidering the effects of education on political participation.*”. *Journal of Politics* 70: 612-31.
- Kleibergen, F. y Paap, R.** (2006). “*Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition.*”. *Journal of Econometrics*, 133(1), 97-126.
- Lipset, SM.** (1959). “*Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy.*”. *The American Political Science Review* 53:69-105.
- Lleras-Muney, A.** (2001). “*Were Compulsory Attendance and Child Labor Laws Effective? An Analysis from 1915 to 1939.*”. *Journal of Law and Economics* (2002), Vol 45, pp 401-435.
- Loeser, J.I.** (2014). “*Innovación Tecnológica y Educación: Un Análisis para Estados Unidos.*”. Tesis de Magíster. Instituto de Economía UC.
- Magleby, D. B.** (1984). “*Direct legislation: Voting on ballot propositions in the American states.*”. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Martinez, M.D. y Hill, D.** (1999). “*Did motor voter work?*”. *American Politics Quarterly* 27 (3), 296-315.
- Matta, J.J.** (2010). “*El Efecto del Voto Obligatorio sobre las Políticas Redistributivas: Teoría y Evidencia para un Corte Transversal de Países.*”. Tesis de Grado, Magister en Economía, Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile
- Mayer, A.K.** (2011). “*Does education increase political participation?*”. *Journal of Politics* 73: 633-45.
- Miller, W.E.** (1992). “*The puzzle transformed: explaining declining turnout.*”. *Political Behavior* 14, 1-43.
- 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, 1667-1695.
- Nagler, J.** (1991). “*The effect of registration laws and education on U.S. voter turnout.*”. *American Political Science Review* 85 (4), 1393-1405.
- Nie, N., Junn, J. y Stehlik-Barry, K.** (1996). “*Education and Citizenship in America.*”. Chicago: Cambridge University Press.
- Nichols, S. M. y Strizek, G. A.** (1995). “*Electronic voting machines and ballot roll-off.*”. *American Politics Quarterly*, 23, 300-318.
- Pelkonen, P.** (2012). “*Length of compulsory education and voter turnout – evidence from a staged reform.*”. *Public Choice* 150: 51-75.

- Persson, M.** (2015). "*Education and Political Participation.*". British Journal of Political Science, 45, pp 689-703.
- Rosenstone, S. y Hansen, M.** (1993). "*Mobilization, Participation and Democracy in America.*". New York: Macmillan Publishing Company.
- Riker, W. y Ordeshook, P.** (1968). "*A Theory of the Calculus of Voting.*". American Political Science Review, Marzo, 62, pp. 25-42.
- Rusk, J. G.** (1970). "*The effect of the Australian ballot reform on split ticket voting: 1876-1908.*". American Political Science Review, 64, 1220-1238.
- Sanderson, E., y Windmeijer, F.** (2016). "*A Weak Instrument F-Test in Linear IV Models with Multiple Endogenous Variables.*". Journal of Econometrics, 190(2), 212-221.
- Tenn, S.** (2007). "*The effect of education on voter turnout.*". Political Analysis 15: 446-64.
- Verba, S., Schlozman, K.L. y Brady, H.** (1995). "*Voice and equality: Civic voluntarism in American politics.*". Cambridge: Harvard University Press.
- Wattenberg, M.P., McAllister, I. y Salvanto, A.** (2000). "*How Voting is Like Taking an SAT Test, An Analysis of American Voter Rolloff.*". American Politics Quarterly, Vol. 28 No. 2, April 2000, 234-250.

# ANEXOS

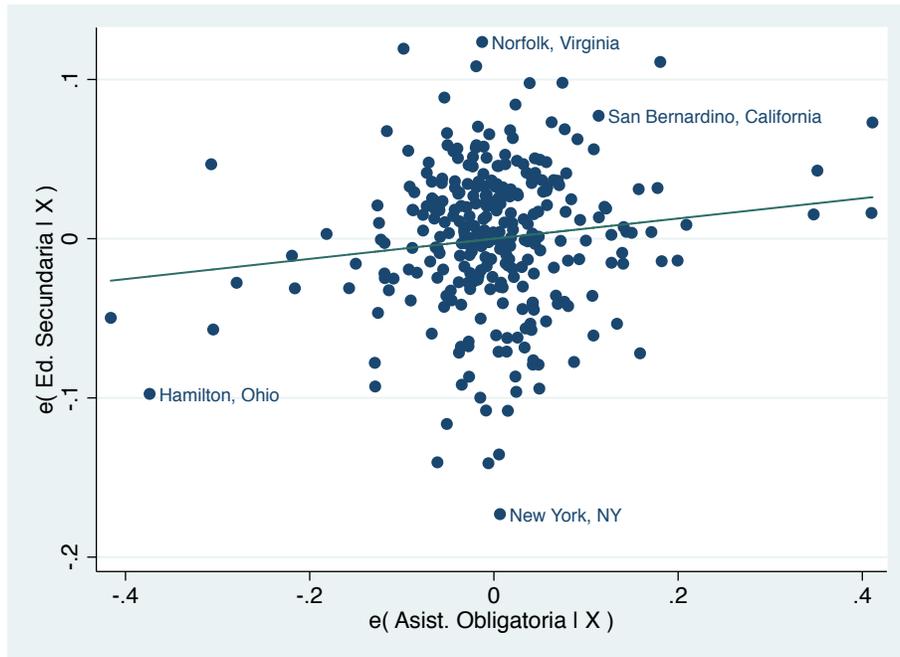


Figura 1: Post-Estimación Primera Etapa Ed. Secundaria, Asist. Obligatoria  
Fuente: IPUMS, ICPSR

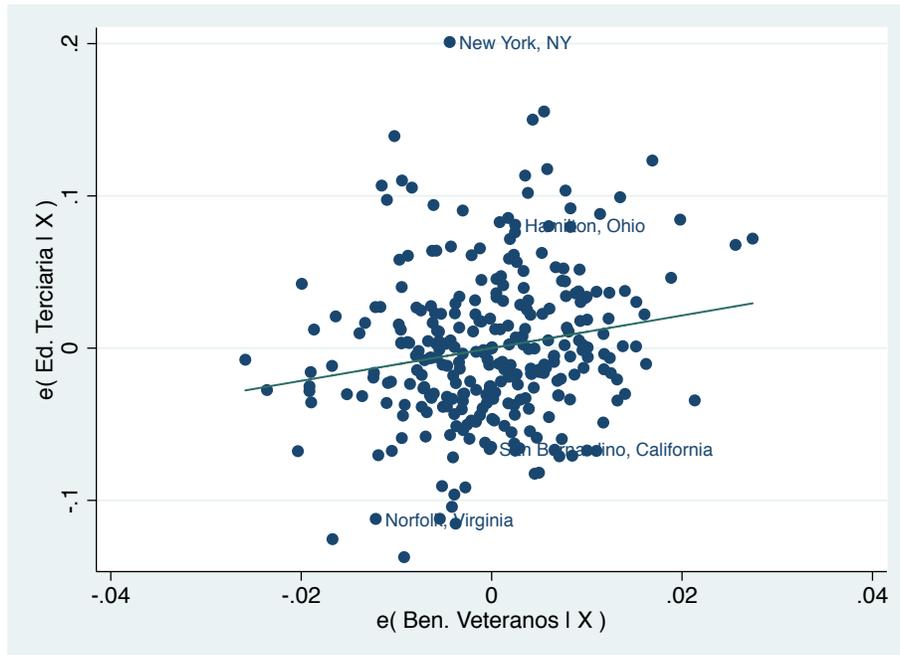


Figura 2: Post-Estimación Primera Etapa Ed. Terciaria, Ben. Veteranos  
**Fuente:** IPUMS, ICPSR