



**financeUC**  
PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE

WORKING PAPER SERIES

**2013-01**

The Effect of Education on Financial Market Participation: Evidence from Chile

**Rodrigo García**

# The Effect of Education on Financial Market Participation: Evidence from Chile

Rodrigo García\*

Enero 2013

## Abstract

The low levels of participation in financial markets by households is one of the empirical regularities that challenge some of the standard models in financial economics. Education is one of the variables mentioned in the literature as a potential factor explaining this limited participation. In this paper I estimate the causal effect of education on financial market participation using Chilean household surveys and exploiting the 1981 educational reform in Chile as a source of variation for educational levels. In this context, I find that graduating from high school increases the probability of financial market participation by 3 percentage points. The size of this effect is economically important in the context of the Chilean financial market where participation in 2007 only reaches 9.9%. Also, this effect represents 50% of differences in participation observed in the data between individuals who completed high school and those who dropped out. Exploring some of the potential mechanisms, I find that education has a larger impact on the probability of holding simple financial assets, suggesting that formal education brings households closer to financial markets either by increasing the households' need for these assets or by turning the households into more attractive clients for the financial markets. Further, I show that education has a positive effect on individuals' willingness to take risk and their financial literacy.

---

\*Instituto de Economía Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradezco los comentarios de José Díaz, Francisco Gallego, Jeanne Lafortune, Rolf Lüders, Matías Tapia y Gert Wagner. Además quisiera agradecer especialmente a José Tessada por su valiosa ayuda y apoyo durante la realización de este trabajo. Finalmente agradezco el financiamiento recibido del Grupo Security a través de *Finance UC*. Todos los errores son de mi completa responsabilidad. Email: ragarcil@uc.cl

# 1 Introducción

La evidencia empírica muestra una baja participación de los hogares en el mercado financiero. En el caso de Estados Unidos, de acuerdo al *Survey of Consumer Finances* del año 2001, sólo un 48.6 % de los hogares mantenía acciones, ya sea de manera directa o indirecta (Bucks, Kennickel y Moore (2006)).<sup>1</sup> En Chile las tasas de participación financiera son aún más bajas, según los resultados de la Encuesta Financiera de Hogares (EFH) del año 2007 sólo un 14.4% mantenía algún tipo de activo financiero.<sup>2</sup> Esta evidencia representa un puzzle difícil de explicar para las teorías de portafolios convencionales, ya que de acuerdo a éstas un maximizador de utilidad esperada siempre mantendrá alguna porción de cada uno de los activos disponibles en la economía. Es decir, sin importar cuán aversos al riesgo sean los agentes, todos deberían mantener algún porcentaje de su riqueza en activos financieros.<sup>3</sup>

Dentro de la literatura existente se ha propuesto que el bajo nivel educacional que poseen los individuos puede constituir parte de la explicación a este puzzle. En este contexto, la presente investigación, motivada por el trabajo de Cole, Paulson y Shastry (2012), busca estimar el efecto causal de la educación en la participación en el mercado financiero de los hogares chilenos usando como mecanismo de identificación la variación exógena generada por la reforma educacional de 1981, además de investigar los posibles mecanismos a través de los cuales la educación afecta la participación. El estudio de la participación en el mercado financiero es relevante por varias razones. Por el lado de los hogares, la participación en este mercado les facilita la acumulación de activos y la suavización de su consumo, lo que a su vez tiene efectos positivos en su nivel de bienestar. Con respecto al sistema financiero como un todo, el grado de participación financiera afecta los precios de los activos, el *equity premium* y la volatilidad de los mercados. Además, la participación puede afectar las decisiones en materia regulatoria dado que la tenencia de activos financieros incide en la planificación tributaria de los hogares.<sup>4</sup>

---

<sup>1</sup>La posesión indirecta incluye la participación en fondos mutuos, cuentas previsionales, etc.

<sup>2</sup>Esta amplia definición de tenencias de activos financieros incluye: cuentas de ahorro, ahorro previsional voluntario, depósitos a plazo, acciones, fondos mutuos, participación en sociedades, entre otros.

<sup>3</sup>Para una demostración analítica de esta afirmación ver Haliassos y Bertaut (1995) sección II.A.

<sup>4</sup>Por ejemplo, en Chile el ahorro previsional voluntario se encuentra sujeto a una regulación tributaria especial.

La estimación del efecto de la educación sobre la participación financiera representa un desafío, ya que una simple estimación OLS presentaría problemas de endogeneidad debido a la presencia de variables no observables tales como la habilidad o el *background* familiar de los individuos. Para superar esta dificultad se desarrolla una estrategia de estimación por variables instrumentales explotando el impacto heterogéneo que tuvo la reforma educacional de 1981 sobre la escolaridad. Esta reforma transformó el sistema educacional chileno, transfiriendo la administración de los establecimientos educacionales públicos a los municipios e incentivando la provisión de servicios educacionales financiados con recursos públicos por parte del sector privado mediante un sistema de *vouchers*. Como resultado de esta reforma la provisión privada de servicios educacionales, y en particular los establecimientos subvencionados, se expandió notablemente. Además, el efecto de esta reforma se reflejó en un aumento en la tasa de graduación y en una mayor escolaridad promedio de los chilenos. Adicionalmente, se observaron fuertes diferencias en el impacto de la reforma sobre la composición de la matrícula entre las distintas regiones del país. La idea de la estrategia de estimación es que la variación entre regiones y cohortes en el impacto de la reforma permita identificar el efecto causal de la educación sobre la participación financiera. Dadas las características de la muestra usada y la especificación econométrica seleccionada, se utiliza un modelo Biprobit para realizar la estimación IV siguiendo las recomendaciones de Chiburis et al. (2011).<sup>5</sup>

Estudiando el impacto de la reforma educacional de 1981 sobre la escolaridad de los individuos encontramos que éste se reflejó, principalmente, en un aumento significativo en la probabilidad de terminar la enseñanza media (que corresponde a 12 años de escolaridad). Tomando en cuenta este resultado y usando la estrategia de estimación Biprobit, encontramos que el hecho de terminar la educación media aumenta en un 3% la probabilidad de participar en el mercado financiero, lo que representa un cambio significativo si tomamos en cuenta que la participación financiera en Chile es de sólo un 9.9% en la muestra utilizada. Examinando mecanismos, encontramos que la educación media tiene un mayor efecto sobre la participación en activos de baja complejidad, lo que sugiere que un canal de transmisión relevante sería el acercamiento al mercado financiero que genera la educación formal. Además los resultados muestran que la educación aumenta la disposición a tomar riesgos de los individuos y aumenta la probabilidad de estar empleado en el sector formal de la

---

<sup>5</sup>La muestra tiene una probabilidad incondicional cercana a cero, ya que la participación financiera en la CASEN es de un 9.9%. En la sección 5 también se presentan los resultados 2SLS, los que deben ser interpretados de manera cuidadosa.

economía, sugiriendo que ambos mecanismos aumentan la participación financiera. Por último, se estudia el efecto de la educación sobre el *financial literacy*, término que se refiere a la habilidad de los individuos para procesar información financiera, encontrando un efecto positivo y de gran magnitud.

Este trabajo se une a una creciente literatura que ha realizado grandes esfuerzos teóricos y empíricos para lograr entender el puzzle que representa la baja participación de los hogares en el mercado financiero. La literatura teórica se ha enfocado en racionalizar este comportamiento, caracterizado por una baja participación en el mercado accionario (Mankiw y Zeldes (1991)) y bajas tasas de ahorro en instrumentos financieros, a través de la introducción de costos fijos y alternativas a la teoría de portafolios convencional. Por el lado de la literatura empírica, los trabajos han apuntado a la identificación de distintos factores que ayuden a explicar este puzzle, pero mientras algunos de estos estudios han logrado identificar efectos causales mediante el uso de variables instrumentales, la gran mayoría sólo ha podido establecer correlaciones.

Dentro de los primeros trabajos realizados se encuentra el de Haliassos y Bertaut (1995), donde los autores exploran posibles explicaciones al puzzle de participación tales como: restricciones de liquidez, creencias heterogéneas, aversión al riesgo y alternativas a la teoría de la utilidad esperada. Los resultados de este trabajo parecen respaldar desviaciones de la maximización de utilidad esperada como potenciales explicaciones al puzzle. En esta línea de investigación, el trabajo de Vissing-Jorgensen (2002) propone que la existencia de costos fijos a la entrada al mercado accionario es la principal razón para la baja participación en este mercado. Usando datos para Estados Unidos del *Panel Study of Income Dynamics*, el autor concluye que un costo por período anual de US\$50 es suficiente para explicar la mitad de la decisión de los no-participantes, sugiriendo que este tipo de costos representa una explicación simple para la decisión de muchos hogares de mantenerse fuera de este mercado. Relacionado a esta clase de literatura, el trabajo de Guiso y Jappelli (2005) plantea la posibilidad de que los hogares no sean conscientes de la existencia de algunos tipos de activos financieros lo que ayudaría a explicar las bajas tasas de participación en este mercado. Específicamente, los autores encuentran que a finales de la década del 90 el 35% de los hogares italianos no sabía de la existencia de activos financieros tales como: acciones, fondos mutuos y cuentas de inversión.<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup>Naudon et al. (2004) introducen formalmente la ignorancia como determinante de la baja participación en los mercados de activos financieros. La hipótesis de este trabajo es que muchas personas no se encuentran familiarizadas con los instrumentos financieros, por lo que la respuesta óptima ante su propia ignorancia es evitar estos mercados.

Dentro de la literatura empírica, uno de los primeros trabajos que busca establecer efectos causales es el de Cole, Paulson y Shastry (2012), quienes usando variación exógena en la educación generada por cambios en la leyes de escolaridad mínima obligatoria en Estados Unidos, demuestran que la educación tiene un efecto causal en la participación financiera. Específicamente, los autores muestran que un año de escolaridad aumenta la probabilidad de que un individuo reporte ingresos por activos financieros en un 7-8%, manteniendo los demás factores constantes. Este trabajo tiene el mérito de ser el primero en buscar identificar el efecto causal de la educación sobre la participación financiera, pero su especificación econométrica no logra identificar este efecto correctamente, ya que aunque instrumentan la educación, incluyen otras variables que mantienen el problema de endogeneidad presente.<sup>7</sup>

Un tema relacionado al de la presente investigación, que ha sido bastante estudiado en los últimos años, es el efecto del *financial literacy* sobre las distintas formas de participación financiera. El *financial literacy* corresponde a la habilidad de los individuos para entender conceptos financieros básicos, por lo que pensamos que puede representar una canal de transmisión relevante de la educación hacia la participación financiera. Dentro de esta literatura, Van Rooij, Lusardi y Alessie (2011) encuentran que personas con bajos niveles de *financial literacy* tiene una menor probabilidad de invertir en acciones, controlando por otros factores. Cole y Shastry (2010), usando variaciones en reformas estatales sobre los requerimientos de educación financiera en los colegios para identificar el efecto del *financial literacy* sobre la acumulación de activos, encuentran que los requerimientos de educación financiera escolar no afectan la propensión a ahorrar de los individuos. Otros estudios relacionados han encontrado que los individuos con menor *financial literacy* tienden a no planificar sus retiros, se endeudan a tasas mayores y mantienen un menor porcentaje de su riqueza en activos financieros (Lusardi y Mitchell (2007), Lusardi y Tufano (2009), Stango y Zinman (2009), entre otros).

Para el caso de Chile, las investigaciones se han centrado en la identificación del efecto del *financial literacy* sobre el comportamiento financiero de los individuos, lo que pone de relieve la contribución del presente trabajo. Landerretche y Martínez (2012), mediante una estrategia de estimación IV,

---

<sup>7</sup>Estudios empíricos anteriores han mostrado que la participación financiera se encuentra correlacionada con el ingreso (Campbell (2006)), la educación (Bertaut y Starr-McCluer (2001)), las conexiones sociales (Hong, Kubik y Stein (2004)), la confianza (Guiso, Sapienza y Zingales (2008)) y la experiencia con el mercado accionario (Malmendier y Nagel (2011)).

obtienen resultados que sugieren que un mayor nivel de *financial literacy* aumenta la probabilidad de tener ahorros financieros, pero fuera del sistema previsional. Por su parte, Behrman et al. (2010), usando datos de la Encuesta de Protección Social y un enfoque de variables instrumentales, encuentran que el *financial literacy* tiene un efecto positivo sobre la acumulación de riqueza de las familias chilenas.

Con respecto a la estrategia de identificación, además del trabajo de Cole, Paulson y Shastri (2012), este trabajo se encuentra relacionado a la literatura que explota los cambios en las leyes estatales de educación obligatoria en Estados Unidos para estimar las externalidades de la educación (Acemoglu y Angrist (2000)) y el efecto de la educación en el crimen (Lochner y Moretti (2004)). Estrategias similares desarrolladas para América Latina corresponden a la de Patrinos y Sakellariou (2005), quienes estiman el retorno a la educación en Venezuela usando como instrumento el cambio en la ley de educación obligatoria de 1980, y la de Patrinos (2008), quien siguiendo la misma idea, usa un instrumento binario basado en la reforma a la educación escolar de 1981 en Chile. Adicionalmente, Rau (2012) estima los retornos a la educación para Chile mediante una estrategia IV explotando variaciones exógenas entre las regiones y cohortes en la infraestructura educacional y en las leyes de educación obligatoria producidas entre los años 1929 y 1931.<sup>8</sup>

El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se realiza una breve revisión de la literatura relevante, se expone la relación entre educación y participación financiera, se describe la participación financiera en Chile y se presenta la reforma educacional de 1981. En la sección 3 se explica la estrategia empírica usada para identificar el efecto de la educación en la participación financiera. En la sección 4 se detalla la construcción y estimación de la primera etapa de la estimación por variables instrumentales. En la sección 5 se lleva a cabo el análisis empírico y se presentan los principales resultados. En la sección 6 se estudian los mecanismos a través de los cuales la educación afecta la participación financiera. Finalmente, en la sección 7 se presentan las conclusiones de la investigación.

---

<sup>8</sup>Existe una amplia literatura que usa los cambios de política exógenos como instrumentos para educación. Dentro de los trabajos más relevantes en esta área se encuentran Card (2001), Duflo (2001) y Oreopoulos (2006).

## 2 Marco de Referencia

### 2.1 Relación entre Educación y Participación Financiera

Investigaciones anteriores sugieren varios mecanismos a través de los cuales la educación puede afectar la participación en el mercado financiero. En primer lugar, la educación puede generar un aumento en el ingreso de los individuos que los lleve a ahorrar una mayor fracción de su riqueza en instrumentos financieros. Además, la educación puede ampliar las oportunidades de empleo hacia sectores de la economía más cercanos al sistema financiero. Por ejemplo, la posibilidad de optar a un empleo formal introduce a los individuos al sistema de AFP, lo que forzosamente los hace participar, de manera indirecta, en el sistema financiero y tener que enfrentar problemas de carácter financiero. De la misma forma, un título universitario puede conducir a una persona a un trabajo en una empresa grande, lo que facilita su participación en el mercado financiero. (Hong et al. (2004) estudian los efectos de pares en este contexto). Segundo, la educación puede aumentar el *financial literacy* de los individuos, permitiéndoles un mayor entendimiento de conceptos financieros básicos, tales como intereses, dividendos, retornos, etc., que juegan un rol importante en la decisión de mantención de activos financieros. Tercero, la educación puede afectar las preferencias de las personas, a través del aumento de la paciencia (ver Becker y Mulligan (1997)) o de la modificación de la disposición a tomar riesgos. Harrison et al. (2002) encuentran que las tasas de descuento están negativamente correlacionadas con la educación y los resultados de Halek y Eisenhauer (2001) sugieren una correlación negativa entre aversión al riesgo y educación. Estas modificaciones en las creencias tendrían efectos en la participación financiera de las personas, ya que un aumento de la paciencia induce un mayor nivel de ahorro y un menor nivel de aversión al riesgo lleva a los hogares a invertir una fracción mayor de su riqueza en activos financieros. Cuarto, individuos con mayores niveles de educación pueden enfrentar una mayor oferta de productos financieros lo que les facilita la participación en este mercado.

Estos canales sugieren que un aumento en la escolaridad debería aumentar la participación de los individuos en el mercado financiero. En este trabajo el objetivo principal es estimar una ecuación reducida entre participación financiera y educación, condicional en otras características de los individuos:

$$y_i = \alpha + \beta educ_i + \gamma X_i + \epsilon_i \quad (2.1)$$

donde  $y_i$  es una variable discreta de participación financiera,  $educ_i$  es el nivel de educación de los individuos y  $X_i$  representa un set de controles adicionales. El parámetro  $\beta$  de la ecuación (2.1) captura el efecto neto de la educación sobre la participación financiera. Considerando los canales mencionados anteriormente, se espera observar un efecto positivo de la educación sobre la participación en el mercado financiero:  $\beta > 0$ . Además de esto, se pretende identificar empíricamente algunos de los canales antes propuestos.

## 2.2 Participación Financiera en Chile

En Chile el sistema de pensiones funciona como un sistema de capitalización individual obligatorio donde cada individuo ahorra mensualmente para financiar su pensión al momento de retirarse.<sup>9</sup> Estos fondos son manejados por las Administradoras de Fondos de Pensión (AFP) que invierten en el sistema financiero, por lo que se podría decir que todos los trabajadores dependientes de Chile tienen, de manera indirecta, participación en el sistema financiero. Pero esta participación mandatoria en el sistema financiero no representa una razón suficiente para explicar la baja participación voluntaria observada en Chile, por varias razones. Primero, conceptualmente es problemático igualar la participación en fondos de pensión con la mantención directa de activos financieros, ya que la naturaleza de la tenencia de activos en fondos de pensión es muy distinta a la de la posesión directa.<sup>10</sup> Esto porque los fondos en las AFP representan activos contingentes a una etapa concreta de la vida de los individuos que no son exigibles en otro momento del tiempo, por lo que poseen características de pago y liquidez radicalmente distintas a la posesión directa. Segundo, el ahorro previsional en AFP sólo permite elegir entre cinco fondos de inversión. Esta restricción puede representar un obstáculo a la diversificación del portafolio de los cotizantes si es que, por ejemplo, el retorno a la inversión de las AFP se encuentra muy correlacionada con el capital humano de los individuos. En estos casos, la forma que tienen los afiliados de optimizar su portafolio es a través de participación directa en el mercado financiero.

---

<sup>9</sup>La afiliación al sistema de AFP es obligatoria para todos los trabajadores dependientes. Los fondos acumulados por los afiliados en las AFP sólo pueden ser retirados después de jubilar.

<sup>10</sup>Aquí entendemos por posesión directa todas las formas de tenencias mencionadas anteriormente y que componen el 14.4% en la EFH.

TABLA 1: Patrones de Participación Financiera (en %)

Nivel de Educación	Participación Simple	Participación Compleja	Participación Financiera
Educación Básica	6.68	0.54	7.22
Educación Media	9.49	1.22	10.71
Educación Universitaria	12.53	4.40	16.94
<b>Muestra Completa</b>	<b>8.60</b>	<b>1.35</b>	<b>9.95</b>

Fuente: Encuesta CASEN 2009

De acuerdo a la encuesta CASEN del año 2009 sólo un 9.9% de las personas entre 24 y 70 años mantenía algún tipo de activo financiero. Esta amplia definición incluye ahorro para la vivienda, ahorro en Administradoras de Fondos para la Vivienda (AFV), ahorro previsional voluntario, ahorro en cuenta dos AFP, cuenta de ahorro bancaria, depósitos a plazo, inversiones en fondos mutuos, acciones y bonos. La Tabla 1 presenta los patrones de participación financiera obtenidos de CASEN 2009.<sup>11</sup> Podemos notar que la participación financiera aumenta con el nivel educacional de los individuos, siendo la etapa universitaria la que genera la mayor diferencia en términos de participación. Además, un mayor porcentaje de individuos mantiene activos simples versus activos complejos.<sup>12</sup> Con respecto a los activos complejos, vemos que la participación de los individuos de baja educación (aquellos con educación básica) es prácticamente nula, mientras que para individuos con educación universitaria la participación alcanza un 4.4% . En el caso de los activos simples, el grado de participación de los sectores de bajo nivel educacional es de un 6.68% y alcanza un 12.53% para las personas con educación universitaria.

### 2.3 Reforma Educacional de 1981<sup>13</sup>

Hasta el año 1980 la administración del sistema educacional se encontraba totalmente centralizada en el Ministerio de Educación. Éste era el responsable de fijar los planes y programas para todo el sistema educativo, además de ser el administrador directo de los establecimientos fiscales que representaban cerca del 80% de los establecimientos del país. Esta labor incluía la designación de

<sup>11</sup>En el Anexo A de estadística descriptiva se ofrece una comparación entre los patrones de participación financiera observados en la CASEN, la EFH y la EPS.

<sup>12</sup>Los activos simples incluyen: ahorro para la vivienda, ahorro en AFV y cuentas de ahorro bancarias. Los activos complejos incluyen: APV, ahorro en cuenta dos de AFP, depósitos a plazo, inversiones en fondos mutuos, acciones y bonos.

<sup>13</sup>Sección basada en Contreras (2001) y Mizala y Romaguera (2000).

TABLA 2: Distribución Matrícula Regional en 1996 (en %)

Regiones	Municipal	Particular Subvencionado	Particular Pagado
I	63.7	24.6	11.2
II	70.2	19.2	10.6
III	90.7	9.3	0
IV	69.3	25.2	5.3
V	54.2	33.3	11.2
VI	69.8	20.2	7.7
VII	74.1	20.0	4.6
VIII	65.4	18.7	7.6
IX	56.8	38.7	3.3
X	72.6	21.9	5.3
XI	70.1	28.9	0.0
XII	70.2	16.8	13.0
R.M.	40.6	44.8	12.7

Porcentajes no suman 100% porque no se presentan los establecimientos pertenecientes a corporaciones.

Fuente: Mizala y Romaguera (2000)

profesores y directivos docentes, la asignación y pago de gastos y remuneraciones, etc.

A partir de 1980, se transfirió la administración de los establecimientos educacionales públicos a los municipios y se incentivó la provisión de servicios educacionales financiados con recursos públicos por parte del sector privado. Así se conformaron tres tipos de colegios: municipalizados, particulares subvencionados y particulares pagados.<sup>14</sup> Como parte central de la reforma, se implementó un sistema de subvención por alumno, en un esquema de *vouchers*, donde el gobierno subsidiaba a los colegios elegidos por los apoderados en función directa del número de matrículas. Específicamente, el gobierno chileno entrega a cada establecimiento un monto de recursos por cada niño que asiste efectivamente a clases. La idea detrás de este esquema era que el sistema de *vouchers* y la oferta privada de educación gratuita permitirían promover la competencia entre los establecimientos para atraer y retener estudiantes, creando un mercado de la educación que, a través de la competencia, buscaba incentivar la eficiencia y calidad de los servicios educativos.

Como resultado de esta reforma la provisión privada de servicios educacionales, y en particular los establecimientos subvencionados, se expandió notablemente. En 1981 éstos representaban el 15.1%

<sup>14</sup>Los municipalizados son financiados por el subsidio por alumno y manejados por las municipalidades. Los particulares subvencionados son financiados por el subsidio por alumno y manejados por privados. Los particulares pagados no reciben subsidios, son pagados por los padres y manejados por privados.

de la matrícula y en 1995 llegaron a representar un 32.8% del total de la matrícula escolar. Hacia el año 2005 este tipo de establecimiento alcanzaba el 42% de la matrícula, mientras que los colegios municipalizados cayeron de un 73% en 1981 al 49% en 2005.<sup>15</sup> En relación a la distribución geográfica de los colegios, se observaron fuertes diferencias en el impacto de la reforma entre regiones. En la Tabla 2 vemos que en el año 1996 el sistema particular subvencionado era especialmente importante en la Región Metropolitana, absorbiendo un 45% de la matrícula escolar, mientras que en otras regiones más del 70% de la matrícula era provista por establecimientos municipalizados.

### 3 Estrategia Empírica

#### 3.1 Datos

La base de datos principal de este trabajo es la encuesta CASEN (Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional) del año 2009. Esta encuesta, realizada por el Ministerio de Desarrollo Social, es representativa a nivel regional y nacional. Se ha realizado de forma bianual o trianual desde el año 1985 hasta el 2011. El propósito principal de la encuesta CASEN es describir las condiciones socioeconómicas en Chile y evaluar el impacto de las políticas sociales. Las entrevistas son realizadas a nivel de hogares e individuos. La información obtenida para cada miembro del hogar incluye una descripción del ingreso, trabajo, vivienda, características educacionales, servicios de salud, participación en programas sociales y caracterización socioeconómica.

La muestra usada en las estimaciones considera a personas entre 24 y 70 años en 2009 que corresponde a la parte de la población más activa en términos financieros, además de contar con parte de la muestra que fue afectada por la reforma educacional de 1981.<sup>16</sup> En base a la variable *y22ta* de esta encuesta se creó la variable Participación Financiera, que toma el valor 1 en caso de que el hogar mantenga algún tipo de activo financiero y 0 en caso contrario. En la Tabla 3 se resume la relación entre la participación financiera y el nivel de escolaridad.<sup>17</sup>

---

<sup>15</sup>Cifras obtenidas de Mizala y Romaguera (2000) y Gallego y Hernando (2009).

<sup>16</sup>No toda la muestra fue afectada por este cambio de ley, se incluye una base que no fue afectada. Los individuos mayores de 46 años no se vieron afectados por la reforma. Progresivamente las cohortes más jóvenes estuvieron más expuestas a la reforma, hasta llegar a las personas de 34 años o menos que estuvieron 100% afectadas por la reforma, es decir, que asistieron a la educación básica y media después de 1981.

<sup>17</sup>La variable Participación Financiera incluye: ahorro para la vivienda, ahorro en AFV, ahorro previsional voluntario, ahorro en cuenta dos AFP, cuenta de ahorro bancaria, depósitos a plazo, inversiones en fondos mutuos, acciones y bonos.

TABLA 3: Participación Financiera por Nivel Educativo (en %)

Participación Financiera	Nivel 1	Nivel 2	Nivel 3	Nivel 4	Nivel 5
Sí	5.73	8.04	10.72	14.52	21.35
No	94.27	91.96	89.28	85.48	78.65

Niveles Educativos: Nivel 1 = menos de 5 años    Nivel 2 = entre 5 y 8 años  
 Nivel 3 = entre 9 y 12 años    Nivel 4 = entre 13 y 16 años    Nivel 5 = más de 17 años.

Fuente: CASEN 2009

Además de la encuesta CASEN, se usará la Encuesta de Protección Social (EPS) del año 2006 elaborada por el Centro de Microdatos de la Universidad de Chile. Esta encuesta, comparable con el *Health and Retirement Study* de Estados Unidos, provee una descripción para una muestra representativa a nivel nacional de variables como el ingreso, la riqueza, la educación, el *financial literacy*, la historia laboral, entre otras.

Por último, con fines descriptivos, se utilizará la Encuesta Financiera de Hogares llevada a cabo por el Banco Central de Chile los años 2007, 2008 y 2009. Esta encuesta, similar al *Survey of Consumer Finances* realizado por la Reserva Federal de Estados Unidos, tiene como objetivo generar información detallada sobre el balance financiero de los hogares y sus principales fuentes de ingresos y gastos.

Un resumen completo de las variables creadas y utilizadas en la investigación se encuentra en los Anexos A y B.

### 3.2 Estrategia de Identificación

En esta investigación se busca identificar el efecto que tiene la educación en la participación de los hogares en el sistema financiero. Los datos presentados en las secciones anteriores y la literatura existente sugieren fuertemente que individuos con mayores niveles de educación tienen mayor probabilidad de participar en el sistema financiero. Pero dado que existen factores no observables, tales como la habilidad o el *background* familiar, que inciden en la participación, y que a su vez se encuentran correlacionados con la educación, los estimadores OLS no logran capturar el efecto causal de la educación en la participación financiera, sino que se encuentran contaminados con otros efectos. Para solucionar este problema de identificación se utiliza una estrategia de estimación por variables

instrumentales, explotando la variación entre regiones y cohortes en la intensidad de exposición de los individuos a la reforma educacional de 1981. Dado que la penetración de ésta fue distinta en las diferentes regiones del país, la exposición de una persona a la reforma es función de dos variables: su edad y la región en la que ésta vivía al momento de la reforma. La idea de la estrategia estimación es usar la combinación entre ambas fuentes de variación (entre regiones y entre cohortes) como mecanismo de identificación.

### 3.3 Especificación Econométrica

La especificación base del trabajo será:

$$y_i = \alpha + \beta educ_i + \gamma X_i + \epsilon_i \quad (3.1)$$

donde  $y_i$  es una variable discreta de participación financiera,  $educ_i$  es el nivel de educación de los individuos y  $X_i$  representa un set de controles que incluye un polinomio de cuarto grado para la edad, y *dummies* para el sexo y las regiones. Con respecto a la primera etapa tenemos:

$$educ_i = \delta + \psi exp_i + \lambda inter_i + \phi X_i + \epsilon_i \quad (3.2)$$

donde  $exp_i$  es una variable que mide el grado de exposición del individuo a la reforma e  $inter_i$  representa un set de interacciones entre el grado de exposición a la reforma y las regiones.

En las próximas secciones la variable  $educ_i$  corresponderá a una *dummy* que toma el valor 1 si el individuo terminó la educación media y 0 en caso contrario.<sup>18</sup> A diferencia de la especificación de Cole et al. (2012), en la especificación base de este trabajo no se controla por un polinomio del ingreso, ya que al introducir el ingreso como control adicional se vuelve a generar un problema de endogeneidad en la especificación. Esto ocurre porque el ingreso también se encuentra correlacionado con algunas variables no observables tales como la habilidad de los individuos o su *background* familiar. Para poder controlar por el ingreso necesitamos un instrumento adicional, pero en esta investigación no se pudo generar.

---

<sup>18</sup>La educación básica es requisito para la educación media.

### 3.4 Métodos de Estimación

En esta investigación se trabajará con dos métodos en la estimación por variables instrumentales: 2SLS y Biprobit. El primer método consiste en usar el Modelo de Probabilidad Lineal en ambas etapas de la estimación IV. Este método tiene a su favor su simplicidad, la facilidad para interpretar los coeficientes estimados en términos de probabilidades y que no requiere hacer supuestos distribucionales. Por su parte, el Probit Bivariado permite obtener ganancias en eficiencia al estimar el modelo de manera conjunta, pero requiere de supuestos sobre formas funcionales y distribuciones (ver Angrist y Pischke (2009)).

En la literatura del tema no existe un consenso absoluto sobre la conveniencia de usar uno u otro método. Chiburis, Das y Lokshin (2011) realizan una detallada discusión entre estos métodos de estimación, sugiriendo que en algunos casos los resultados entre ambos pueden diferir considerablemente. Según los autores estas diferencias entre las estimaciones pueden ser de un orden de magnitud con el 2SLS exhibiendo coeficientes y errores estándar mayores que Biprobit (Altonji, Elder y Taber (2005)). Sus simulaciones muestran que en los casos en que existen controles adicionales el modelo Biprobit tiene mejores resultados que 2SLS para todos los tamaños muestrales. Adicionalmente, sus resultados sugieren que en los casos en los que la probabilidad de tratamiento se encuentra cercana a 0 ó a 1 los resultados del Probit Bivariado son considerablemente mejores en términos de significancia estadística. Estas conclusiones de Chiburis et al. (2011) sugieren usar el Biprobit en este trabajo.

Una diferencia importante entre ambos métodos de estimación tiene que ver con el efecto que capturan sus coeficientes. Los resultados del 2SLS son estimaciones consistentes del *local average treatment effect* (LATE), mientras que el modelo Biprobit entrega una estimación del *average treatment effect* (ATE). Esta diferencia entre LATE y ATE puede explicar gran parte de las diferencias que se observan entre las estimaciones 2SLS y Biprobit.

## 4 Primera Etapa

La estrategia de identificación utilizada en esta investigación se basa en el impacto que tuvo la reforma educacional de los *vouchers* sobre la escolaridad. Esta reforma generó un efecto progresivo sobre las cohortes más jóvenes. En específico tenemos que:

- Personas nacidas antes de 1963 no se vieron afectadas por la reforma ya que hacia 1981 ya se encontraban fuera de la educación media .
- Personas nacidas entre 1963 y 1975 se vieron parcialmente afectadas por la reforma ya que ésta se introdujo cuando ya se encontraban cursando su educación básica o media. Para este grupo la exposición a la reforma es una función creciente en su año de nacimiento.
- Personas nacidas después de 1975 estuvieron totalmente expuestas a la reforma dado que asistieron a los colegios cuando la reforma ya estaba implementada.

Dado que la introducción de una reforma de esta naturaleza no se produce de manera automática, es de esperar que exista heterogeneidad en la exposición a la reforma aún en cohortes posteriores a 1975. Además de la heterogeneidad entre cohortes, la reforma tuvo distintos niveles de impacto entre las diferentes zonas del país. De esta forma, explotamos ambas fuentes de variación, entre cohortes y regiones, como mecanismo de identificación.

La especificación general de la primera etapa es:

$$media_i = \delta + \psi exp_i + \lambda inter_i + \phi X_i + \epsilon_i \quad (4.1)$$

donde  $media_i$  corresponde a una variable *dummy* que toma el valor 1 si el individuo tiene 12 o más años de escolaridad,  $exp_i$  es una variable que mide el grado de exposición del individuo a la reforma e  $inter_i$  representa un set de interacciones entre el grado de exposición a la reforma y las regiones.<sup>19</sup>  $X_i$  corresponde al set de controles de la segunda etapa que incluye un polinomio de cuarto grado de la edad, y *dummies* para el sexo y región. Los instrumentos excluidos corresponden a las variables  $exp_i$  e  $inter_i$ .

La especificación propuesta tiene la capacidad de identificar el efecto de la reforma sobre los individuos expuestos, permitiéndo efectos heterogéneos entre cohortes y regiones en el impacto de ésta. Un supuesto de identificación clave es que los instrumentos excluidos sólo capturan el efecto diferencial de la reforma educacional en la escolaridad y no representan una tendencia preexistente. Esto se logra gracias al polinomio de cuarto grado de la edad (incluido en el set de controles de la segunda etapa) que controla por la tendencia en educación, por lo que los instrumentos excluidos

---

<sup>19</sup>Se divide el país en tres regiones: Norte (I, II, III, IV, XV), Centro (V, VI, VII, XIII) y Sur (VIII, IX, X, XI, XII, XIV).

sólo capturan el efecto diferencial causado por la reforma sobre la escolaridad de los individuos. Además, las interacciones entre regiones y cohortes reducen la probabilidad de confundir el efecto de la reforma con el de la recesión de 1982-1983, a menos que los efectos regionales tuvieran los mismos patrones y signos. De esta manera, podemos estar seguros de estar capturando el efecto exógeno de la reforma respetando la condición de exclusión.

### Identificación del Efecto de la Reforma<sup>20</sup>

Para poder entender el impacto que tuvo la reforma de 1981 sobre la participación financiera, debemos identificar el nivel educacional que fue afectado por esta reforma. Para esto se estiman las siguientes regresiones:

$$esc_{ik} = \alpha + \gamma_k post_i + \delta X_i + \epsilon_i \quad (4.2)$$

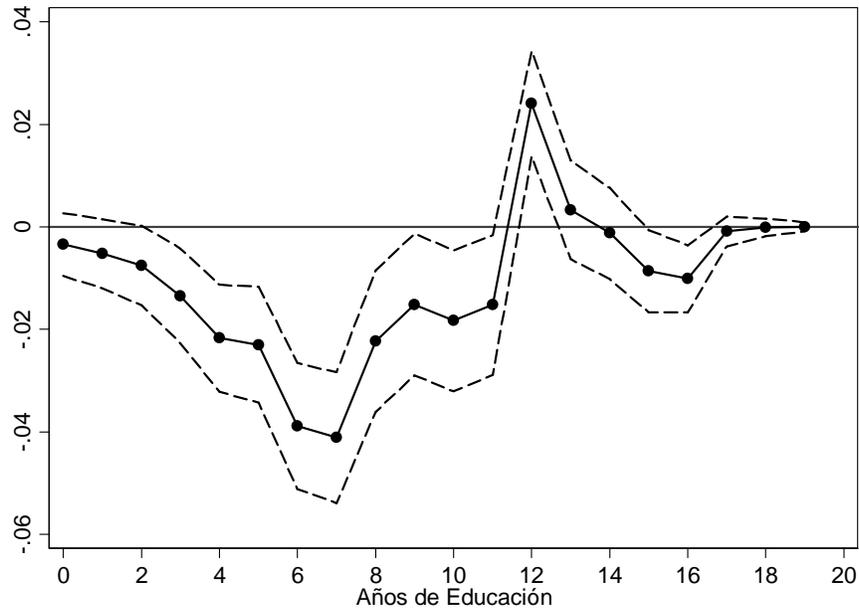
donde  $esc_{ik}$  corresponde a una *dummy* que toma el valor 1 si el individuo  $i$  completó  $k$  o menos años de escolaridad, con  $k$  entre 0 y 19. La variable  $post_i$  es una *dummy* que indica si el individuo estuvo expuesto totalmente a la reforma (si es que asistió al colegio desde primero básico después de 1981) y  $X_i$  corresponde al set de controles de la segunda etapa. La especificación de la ecuación (4.2) es menos detallada que las usadas en las primeras etapas de las estimaciones, pero permite mostrar cómo es el efecto de la reforma en la distribución de la escolaridad.

En la Figura 1 se grafican los  $\gamma_k$  que representan el impacto estimado de la reforma sobre cada nivel educacional. La forma de la figura indica en qué nivel educacional fue efectiva la reforma. Los valores de los coeficientes entre 0 y 11 años de escolaridad son negativos. Vemos que el efecto positivo se encuentra a los 12 años, es decir, la reforma aumentó la probabilidad de graduación de enseñanza media. Esto indica que la reforma impulsó la escolaridad desde el nivel básico (que corresponden a 8 años de escolaridad) hacia la graduación de enseñanza media. Los coeficientes sobre los 13 años de escolaridad no son significativos, indicando que la reforma no tuvo efecto sobre la educación universitaria. Esto representa evidencia adicional para respaldar la estrategia de identificación propuesta, ya que el efecto estimado de la reforma sobre los niveles a los cuales no apuntaba (la educación universitaria) es muy pequeño o inexistente.

---

<sup>20</sup>Estrategia basada en Duflo (2001).

FIGURA 1: Coeficientes del Modelo de Probabilidad Lineal con Intervalos de Confianza al 95%



En el Anexo E se incluyen las figuras de las estimaciones de la ecuación (4.2) para variables  $post_i$  definidas como una *dummy* si el individuo asistió al colegio después de 1982-87. En estas figuras notamos que a medida que la variable  $post_i$  es definida más lejos de la verdadera reforma, el efecto sobre la graduación de educación media se va disipando. Esto indica que, una vez que se controla por la tendencia en la escolaridad, el efecto sobre la educación media sólo se observa en el año de la verdadera reforma.

### Efectos Placebo

Con el objetivo de validar la estrategia de identificación utilizada estimamos las siguientes regresiones:

$$media_i = \alpha + \gamma_k post81_i + \delta_k postfalsa_{ik} + \gamma X_i + \epsilon_i \quad (4.3)$$

donde  $media_i$  es una *dummy* que indica si el individuo tiene 12 o más años de escolaridad. Esta variable fue creada con la idea de capturar el efecto identificado en la sección anterior, que se generaba en  $esc_{i12}$ . La variable  $post81_i$  representa una *dummy* si el individuo asistió al colegio después de

TABLA 4: Estimaciones Efectos Placebo

Variable Dependiente: Dummy Educación Media

VARIABLES	1	2	3	4	5	6
Post 81	0.0153** (0.00820)	0.0160* (0.00820)	0.0155* (0.00743)	0.0161** (0.00787)	0.0167** (0.00757)	0.0160** (0.00744)
Post 73		0.00160 (0.00754)				
Post 74			0.000525 (0.00768)			
Post 75				0.00220 (0.00766)		
Post 76					0.00634 (0.00753)	
Post 77						0.00848 (0.00748)
Observaciones	135,360	135,360	135,360	135,360	135,360	135,360
R-cuadrado	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160

Se omiten los coeficientes de los controles adicionales.  
 Los p-valores de Post 81 en las estimaciones 2 y 3 son 0.051 y 0.054 respectivamente.

Errores estándar robustos en paréntesis  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

1981, es decir, después de la verdadera reforma. Las variables  $postfalsa_{ik}$  se definen como *dummies* que toman el valor 1 si el individuo asistió al colegio después del año  $19k$ , con  $k = 73, 74, 75, 76, 77$ . Las variables  $postfalsa_{ik}$  para los años 78, 79 y 80 no se incluyen por encontrarse muy cerca de la verdadera reforma, por lo que pueden capturar parte del efecto de ésta sobre la educación.

Si es que la reforma produjo un efecto más allá de la tendencia en la educación, los coeficientes de las *dummies*  $postfalsa_i$  no deberían ser significativos, una vez que se controla por la *dummy* de la verdadera reforma. Los resultados, presentados en la Tabla 4, confirman lo mencionado anteriormente, ya que la *dummy*  $post81$  es positiva y significativa en todas las especificaciones, mientras que la *dummy*  $postfalsa$  no es significativa en ninguna. En la columna 1 se incluyen los resultados de la estimación de la ecuación (4.3) sin incluir la variable  $postfalsa$ . Vemos que el coeficiente de  $post81$  se mantiene estable en todas las especificaciones. Estos resultados respaldan la estrategia de identificación propuesta, ya que nos indican que el efecto de la reforma ocurre efectivamente en la generación esperada.

## Estimaciones Primera Etapa

En esta investigación se trabaja con cuatro especificaciones para la primera etapa, que corresponden a variaciones de la ecuación (4.1):

1. En la primera especificación, la variable  $exp_i$  corresponde a una *dummy* si el individuo asistió al colegio después de 1981. No se incluyen interacciones.
2. En la segunda, la variable  $exp_i$  corresponde a una *dummy* si el individuo asistió al colegio después de 1981. Se incluyen interacciones entre  $exp_i$  y  $region_i$ .
3. En la tercera, la variable  $exp_i$  es separada en 6 grados de exposición de acuerdo a las distintas cohortes, permitiendo un efecto progresivo de la reforma sobre las cohortes más jóvenes. No se incluyen interacciones.
4. En la cuarta, la variable  $exp_i$  es separada en 6 grados de exposición de acuerdo a las distintas cohortes. Se incluyen interacciones entre  $exp_i$  y  $region_i$ .

En la Tabla C.1 del Anexo C se presentan los resultados de la estimación de la primera etapa para las cuatro especificaciones descritas anteriormente. Es importante mencionar que en todas las especificaciones se controla por la tendencia de la escolaridad con un polinomio de la edad. Vemos que en las cuatro estimaciones los instrumentos son significativos y tienen los signos esperados. Específicamente, en las columnas 1 y 2 la variable Post Reforma es significativa y positiva, indicando que la reforma generó un aumento en la probabilidad de completar la educación media. En la columna 2 notamos que el impacto de la reforma fue menor en la zona sur del país, mientras que el impacto en las zonas norte y centro fue similar. En las columnas 3 y 4, dado que la base se definió como aquellos individuos con mayor grado de exposición a la reforma, las variables Grados de Exposición son negativas y significativas, indicando que las personas con menor exposición a la reforma tienen progresivamente una menor probabilidad de completar la educación media.<sup>21</sup>

---

<sup>21</sup>Los individuos con mayor grado de exposición a la reforma corresponden a los menores a 29 años en 2009.

## 5 Principales Resultados

En la sección 4 se demostró que la estrategia de identificación utilizada es robusta y que la reforma educacional de 1981 tuvo un efecto significativo en la probabilidad de terminar la enseñanza media. En esta sección se presentan los resultados de la segunda etapa de la estimación, es decir, el efecto estimado de la educación media sobre la participación financiera.

### 5.1 Especificación Base

Tal como se discutió en la sección 3.4, las conclusiones de Chiburis et al. (2011) favorecen la utilización del modelo Biprobit en esta investigación. En esta sección se realizan las estimaciones con ambos métodos con el objetivo de comparar los resultados. En la Tabla 5 se presentan los resultados de las estimaciones OLS y 2SLS de la ecuación (3.1). La columna 1 corresponde a la estimación OLS, en ésta vemos que los coeficientes son significativos y positivos. Como esperábamos, un mayor nivel de escolaridad aumenta la probabilidad de participar en el mercado financiero. Específicamente, el hecho de terminar la educación media aumenta un 5.51% la probabilidad de participación en este mercado. Dado que la especificación OLS tiene problemas de endogeneidad, corremos las regresiones 2SLS usando la exposición a la reforma educacional como instrumento para educación, los resultados de estas estimaciones se presentan en las columnas 2 a 5 de la Tabla 5. Estas columnas difieren entre sí de acuerdo a las cuatro especificaciones diferentes usadas en la primera etapa de la estimación. En éstas vemos que, a pesar de tener una primera etapa robusta a las distintas especificaciones, los resultados de la segunda etapa son muy inestables, con estimadores punto considerablemente distintos entre especificaciones y con mucha diferencia en la significancia de los parámetros.

En la columna 1 de la Tabla 6 se presentan los resultados de las estimaciones del modelo Probit, donde vemos que la variable *dummy* de educación media es significativa y positiva. Las columnas 2 a 5 corresponden a los resultados del modelo Biprobit de acuerdo a las distintas especificaciones para la primera etapa. Podemos notar que los coeficientes son significativos y positivos en todas las estimaciones, y los resultados son robustos a los distintas especificaciones de la primera etapa. En el caso del modelo Biprobit, el efecto de la educación media sobre la participación financiera es menor que en la estimación Probit que no considera el problema de endogeneidad. Esto sugiere la presencia de sesgo de variable omitida en la estimación Probit, de modo que el coeficiente de educación media

TABLA 5: Estimación Lineal

Variable Dependiente: Participación Financiera

Variables	1 OLS	2 2SLS	3 2SLS	4 2SLS	5 2SLS
Dummy Educación Media	0.0551*** (0.00190)	0.426 (0.369)	0.567** (0.263)	0.207 (0.130)	0.105* (0.0598)
Observaciones	135,360	135,360	135,360	135,360	135,360
Cragg-Donald	–	0.038	169.15	31.11	93.97
<i>Instrumentos Excluidos</i>					
Dummy Post Reforma	–	Sí	Sí	No	No
Interacciones Post Reforma	–	No	Sí	No	No
Grados de Exposición	–	No	No	Sí	Sí
Interacciones Grados Exposición	–	No	No	No	Sí

Se omiten los coeficientes de las dummies por región, por sexo y del polinomio de la edad.

Las columnas 2,3,4 y 5 corresponden a las distintas especificaciones de primeras etapas.

Las interacciones incluidas son con las variables norte, centro y sur.

Errores estándar robustos en paréntesis

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

en esta estimación estaría capturando el efecto de alguna variable no observable además del efecto de la educación, lo que explicaría su sesgo hacia arriba.

Las estimaciones del modelo Biprobit entregan resultados que sugieren que el hecho de terminar la educación media aumenta en un 3% la probabilidad de participar en el mercado financiero. Dado que la participación en este mercado es de un 9.9% según los datos de la encuesta CASEN, un 3% de aumento en la probabilidad de participación es un cambio significativo. En este sentido, podemos decir que la educación es un factor relevante que puede ayudar a explicar parte del puzzle de participación observado en Chile. Poniendo en contexto estos resultados, la participación financiera de los individuos con educación media completa es de un 13.41%, mientras que la participación de los con educación media incompleta es de un 7.61%, por lo que el efecto causal estimado representa un 50% de la diferencia observada en la datos.

Una posible interpretación de la diferencia entre los resultados de ambos métodos de estimación tiene que ver con que el 2SLS captura el efecto LATE, mientras que el Biprobit el ATE. En el caso de que la relación entre participación financiera y educación tenga una forma no lineal, ambos métodos

TABLA 6: Estimación Probit

Variable Dependiente: Participación Financiera					
Variables	1 Probit	2 Biprobit	3 Biprobit	4 Biprobit	5 Biprobit
Dummy Educación Media	0.0528*** (0.00178)	0.0279* (0.0149)	0.0314** (0.0152)	0.0299** (0.0151)	0.0366** (0.0151)
Observaciones	135,360	135,360	135,360	135,360	135,360
<i>Instrumentos Excluidos</i>					
Dummy Post Reforma	–	Sí	Sí	No	No
Interacciones Post Reforma	–	No	Sí	No	No
Grados de Exposición	–	No	No	Sí	Sí
Interacciones Grados Exposición	–	No	No	No	Sí

Se omiten los coeficientes de las dummies por región, por sexo y del polinomio de la edad.  
 Las columnas 2,3,4 y 5 corresponden a las distintas especificaciones de primeras etapas.  
 Las interacciones incluidas son con las variables norte, centro y sur.  
 Los valores presentados corresponden a los efectos marginales individuales promediados.

Errores estándar robustos en paréntesis  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

deberían entregar resultados diferentes. La comparación entre los resultados de las estimaciones 2SLS y Biprobit sugiere la presencia de algunos de los problemas descritos en la sección 3.4, por lo que se continuará trabajando con el modelo Biprobit preferentemente.

## 5.2 Especificación con Polinomio del Ingreso

Tal como fue mencionado en la sección 3.3, la especificación utilizada en la presente investigación difiere de la de Cole et al. (2012) porque no se incluye como control un polinomio cúbico del ingreso. La razón para dejar fuera a esta variable es que al agregar el ingreso como control adicional volvemos a generar un problema de endogeneidad en la especificación, por lo que los parámetros volverán a estar sesgados. Simplemente con el objetivo de obtener resultados que sean comparables con los de Cole et al. (2012), corremos las mismas regresiones presentadas anteriormente, añadiendo un polinomio cúbico del ingreso como control.<sup>22</sup> En las columnas 1 y 2 de la Tabla 7 podemos ver los

<sup>22</sup>La variable utilizada es el “Ingreso del Trabajo” de la CASEN que corresponde al ingreso que obtienen los ocupados en su ocupación principal por concepto de sueldos y salarios, ganancias provenientes del trabajo independiente y autoprovisión de bienes producidos por el hogar.

TABLA 7: Estimación Probit Incluyendo el Polinomio del Ingreso

Variable Dependiente: Participación Financiera				
Variables	1	2	3	4
	Probit Sin Ingreso	Probit Con Ingreso	Biprobit Sin Ingreso	Biprobit Con Ingreso
Dummy Educación Media	0.0528*** (0.00178)	0.0270*** (0.00183)	0.0366** (0.0151)	0.0387** (0.0176)
Observaciones	135,360	135,360	135,360	135,360

Se omiten los coeficientes de las dummies por región, por sexo, del polinomio de la edad y del ingreso.

Las dos estimaciones Biprobit usan la cuarta especificación para la primera etapa.

Instrumentos excluidos: Grados de exposición a la reforma e interacciones con norte, centro y sur.

Los valores presentados corresponden a los efectos marginales individuales promediados.

Errores estándar robustos en paréntesis

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

resultados de la estimación del modelo Probit. En éstas notamos que al controlar por el polinomio del ingreso, el coeficiente de la *dummy* de educación media cae desde 0.0528 a 0.027 sugiriendo que al excluir la variable ingreso de la especificación, el coeficiente de educación media se lleva parte del efecto del ingreso sobre la participación financiera. Las columnas 3 y 4 muestran que en el caso del modelo Biprobit prácticamente no hay diferencia entre las estimaciones.<sup>23</sup>

Las estimaciones obtenidas en la Tabla 7 son considerablemente menores que los resultados obtenidos para Estados Unidos por Cole et al. (2012). En su trabajo, los autores encuentran que un aumento de una desviación estándar en la escolaridad<sup>24</sup> aumenta en un 18% la probabilidad de participar en el mercado financiero; en contraste, los resultados de esta investigación muestran que el hecho de terminar la educación media aumenta en un 3% la probabilidad de participación en este mercado. Un factor relevante que puede ayudar a explicar parte de esta diferencia es que la participación en el mercado financiero en Estados Unidos es de un 40% aproximadamente, cifra considerablemente mayor a la que se observa en Chile donde sólo alcanza el 10%.

<sup>23</sup>Estos resultados tampoco son directamente comparables por varias razones: 1) Persisten algunas diferencias en la especificación. 2) El método de estimación es distinto. 3) Las estructuras de los mercados financieros son distintas entre países.

<sup>24</sup>En el trabajo de Cole et al. (2012) la media de la escolaridad es 12.9 años y la desviación estándar 2.7 años.

## 6 Canales de Transmisión

En esta sección se busca estudiar potenciales canales a través de los cuales la educación afecta la participación financiera. Para esto se estiman regresiones alternativas, refinando las variables dependientes y usando la Encuesta de Protección Social para crear un índice de *financial literacy* que permita estudiar el efecto de la educación sobre éste.

### 6.1 Separación por Tipos de Activos

Con el objetivo de poder identificar mejor el efecto de la reforma sobre la participación financiera se separan los activos en dos clasificaciones: activos simples y activos complejos.<sup>25</sup> La idea de esto es que, dado que la reforma educacional afectó principalmente la probabilidad de terminar la enseñanza media, el efecto sobre la participación financiera debería ser mayor en los activos que no requieren de gran sofisticación. De cierto modo, la participación en activos simples corresponde a un primer acercamiento hacia el sistema financiero, justamente lo que creemos que la reforma educacional debería ser capaz de afectar. Por lo tanto esperamos que el efecto de la *dummy* de educación media sea mayor sobre los activos simples que sobre los complejos.

En la Tabla 8 se presentan los resultados de las estimaciones separando entre tipos de activos. La primera columna presenta la estimación usando como variable dependiente la participación financiera en general, esta columna corresponde a la misma estimación de la columna 5 de la Tabla 6. En las columnas 2 y 3 se presentan los resultados para activos simples y para activos complejos, vemos que éstos son positivos y significativos. Tal como esperábamos, el coeficiente de la *dummy* de educación media es mayor en el caso de los activos simples y menor en el caso de los activos complejos.

### 6.2 Aversión al Riesgo y Condiciones de Empleo

En la sección 2.2 mencionamos mecanismos a través de los cuales la educación podía afectar la participación financiera. En esta sección testeamos empíricamente algunos de estos canales. Es importante mencionar que los resultados que se presentan a continuación son sugerentes, pero no conclusivos ya que pueden recibir distintas interpretaciones.

---

<sup>25</sup>Los activos simples corresponden a: ahorro para la vivienda, ahorro en AFV y cuentas de ahorro bancarias. Los activos complejos corresponden a: APV, ahorro en cuenta dos de AFP, depósitos a plazo, inversiones en fondos mutuos, acciones y bonos.

TABLA 8: Estimación Separando por Tipos de Activos

Variable Dependiente: Participación Financiera			
	1	2	3
	Biprobit	Biprobit	Biprobit
Variabales	Participación General	Participación Simple	Participación Compleja
Dummy Educación Media	0.0366** (0.0151)	0.0433* (0.0238)	0.0139*** (0.00292)
Observaciones	135,360	135,360	135,360

Se omiten los coeficientes de las dummies por región, por sexo y del polinomio de la edad.

Las tres estimaciones usan la cuarta especificación para la primera etapa.

Instrumentos excluidos: Grados de exposición a la reforma e interacciones con norte, centro y sur.

Los valores presentados corresponden a los efectos marginales individuales promediados.

Errores estándar robustos en paréntesis

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

En primer lugar testearmos el efecto de la educación sobre la disposición de los individuos a tomar riesgos. Las teorías convencionales de portafolios señalan que, sin importar cuán aversos al riesgo sean los agentes, todos deberían mantener algún porcentaje de su riqueza en activos financieros. A pesar de esto, creemos que existen dos razones por las cuales la modificación en la disposición a tomar riesgos puede representar un canal de transmisión relevante a través del cual la educación afecta la participación financiera. Primero, menores niveles de aversión al riesgo conducirían a las personas a invertir una mayor proporción de su riqueza en activos financieros, aumentando el nivel agregado de participación financiera. Segundo, en presencia de costos fijos a la entrada al mercado financiero (ver Vissing-Jorgensen (2002)) el parámetro de aversión al riesgo puede jugar un rol crucial en la decisión de participación en este mercado. Esto ocurre porque en presencia de este tipo de costos, individuos que sean lo suficientemente aversos pueden preferir quedarse fuera del mercado financiero en caso de que las ganancias obtenidas al participar no superen los costos de entrada al mercado. En estos casos, una modificación en la disposición a tomar riesgos generada por un aumento en la educación puede afectar la decisión de participación financiera de los individuos. Estudios anteriores han establecido relaciones entre la educación y las preferencias de los individuos (Becker y Mulligan (1997), Harrison et al. (2002)), en particular, Halek y Eisenhauer (2001) sugieren una correlación negativa entre la aversión al riesgo y la educación. En nuestro caso, como no tenemos una buena

TABLA 9: Efecto de la Educación sobre el Cambio de Región, la Cotización en AFP y el Empleo

Var. Dependientes: Dummies por Cambio de Región, Cotización en AFP y Ocupado			
Variables	1 Biprobit Cambio Región	2 Biprobit Dummy AFP	3 Biprobit Dummy Ocupado
Dummy Educación Media	0.00770** (0.00342)	0.158*** (0.0348)	0.347*** (0.0466)
Observaciones	135,360	135,360	135,360

Se omiten los coeficientes de las dummies por región, por sexo y del polinomio de la edad.

Las tres estimaciones usan la cuarta especificación para la primera etapa.

Instrumentos excluidos: Grados de exposición a la reforma e interacciones con norte, centro y sur.

Los valores presentados corresponden a los efectos marginales individuales promediados.

Errores estándar robustos en paréntesis

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

medida de la aversión al riesgo de los individuos, realizamos el test de manera indirecta, tomando como indicador de aversión al riesgo la probabilidad de que las personas se cambien de región. La idea detrás de esta estrategia es que la decisión de migración es riesgosa, por lo que las personas dispuestas a mudarse tienen una mayor tolerancia al riesgo.<sup>26</sup> En la columna 1 de la Tabla 9 vemos que el efecto de la educación sobre la probabilidad de cambio región es positivo y significativo. Específicamente, el hecho de terminar la educación media aumenta en un 0.7% la probabilidad de cambiar de región, sugiriendo que la educación puede reducir la aversión al riesgo de los individuos. Es conveniente hacer una advertencia sobre este resultado, ya que el aumento en la probabilidad de cambio de región puede estar reflejando que el hecho de terminar la educación media aumenta la probabilidad de los individuos de ingresar a la universidades, las cuales se encuentran en su mayoría en el centro del país.

En segundo lugar, verificamos el efecto de la educación sobre las condiciones de empleo que enfrentan las personas. Anteriormente habíamos mencionado que la educación podía ampliar las posibilidades de empleo de los individuos hacia sectores de la economía más cercanos al sistema financiero. Por ejemplo, la posibilidad de optar a un empleo formal enfrenta a los individuos al sistema de AFP, lo que forzadamente los hace participar, de manera indirecta, en el sistema financiero

<sup>26</sup>Heitmueller (2005) argumenta que la aversión al riesgo representa un determinante importante en la decisión de migrar dentro de Estados Unidos.

TABLA 10: Efecto de la Educación sobre el Financial Literacy

Variable Dependiente: Índice Base de Financial Literacy					
Variables	1 OLS	2 2SLS	3 2SLS	4 2SLS	5 2SLS
Dummy Educación Media	0.165*** (0.00465)	0.394** (0.186)	0.370** (0.182)	0.363** (0.178)	0.158 (0.118)
Cragg-Donald	–	31.03	12.79	7.45	4.75
Observaciones	16,443	16,443	16,443	16,443	16,443
<i>Instrumentos Excluidos</i>					
Dummy Post Reforma	–	Sí	Sí	No	No
Interacciones Post Reforma	–	No	Sí	No	No
Grados de Exposición	–	No	No	Sí	Sí
Interacciones Grados Exposición	–	No	No	No	Sí

Se omiten los coeficientes de las dummies por región, por sexo y del polinomio de la edad.  
 Las columnas 2,3,4 y 5 corresponden a las distintas especificaciones de primeras etapas.  
 Las interacciones incluidas son con las variables norte, centro y sur.

Errores estándar robustos en paréntesis

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

y tener que enfrentar problemas de carácter financiero. Para testear este mecanismo de transmisión estimamos el efecto de la educación sobre la probabilidad de estar cotizando en una AFP y sobre la probabilidad de estar empleado, esperando que los coeficientes sean positivos en ambas variables. En las columnas 2 y 3 de la Tabla 9 se presentan los resultados de estas estimaciones. Podemos ver que ambos coeficientes son positivos y significativos, lo que respalda nuestra idea acerca del canal de transmisión de las condiciones de empleo.

### 6.3 Efecto de la Educación sobre el Financial Literacy

Uno de los canales de transmisión propuestos era que la educación podía aumentar el *financial literacy* de los individuos, permitiéndoles un mayor entendimiento de conceptos financieros básicos y un mejor procesamiento de la información económica. Esto, a su vez, conduciría a los individuos a una mayor y mejor participación en el mercado financiero. La literatura previa se ha enfocado en estudiar el efecto del *financial literacy* sobre la participación financiera, aquí queremos ir un paso atrás, investigando el efecto de la educación sobre *el financial literacy*. Para hacer esto se contruyó

un índice de *financial literacy* en base a seis preguntas realizadas en la Encuesta de Protección Social del 2006 que buscan medir la capacidad de los individuos para realizar simples cálculos y procesar información financiera. Por cada pregunta se creó una variable *dummy* que toma el valor 1 en caso de que ésta haya sido respondida correctamente. El índice construido, denominado Índice Base, corresponde al promedio de las seis preguntas realizadas por lo que se encuentra entre 0 y 1. En la Tabla 10 se presentan los resultados de las estimaciones OLS y 2SLS, vemos que la educación tiene un efecto positivo, significativo y de gran magnitud sobre el *financial literacy* de los individuos.<sup>27</sup>

## 7 Conclusiones

El principal objetivo de este trabajo era investigar la posibilidad de que el bajo nivel educacional de los individuos explicase, en parte, la baja participación en el mercado financiero observada en Chile. Un problema que surge al estudiar este tema es que la educación formal se encuentra correlacionada con factores no observables que también afectan la participación financiera, por lo que las estimaciones OLS no logran capturar el efecto causal de la educación sobre la participación financiera, sino que se encuentran contaminadas por otros efectos. Para superar este problema, se estimó el efecto causal de la educación sobre la participación financiera mediante una estrategia de estimación por variables instrumentales usando como instrumento el impacto de la reforma educacional de 1981 sobre la escolaridad. Adicionalmente, se estudiaron los canales a través de los cuales la educación afecta la participación en el mercado financiero.

Los resultados principales de la investigación muestran que el hecho de terminar la educación media aumenta en alrededor de 3% la probabilidad de participar en el mercado financiero. Este mercado tiene una participación de un 9.9 %, por lo que un aumento en la probabilidad de participación de un 3% es un cambio significativo. Poniendo en contexto estos resultados, el efecto causal identificado representa un 50% de las diferencias de participación observadas en los datos entre los individuos con educación media completa y aquellos con educación media incompleta. En este sentido, podemos afirmar que la educación es un factor relevante en la decisión de participación en el mercado financiero que puede ayudar a explicar parte del puzzle de participación que se presenta

---

<sup>27</sup>Con el objetivo de estar en sintonía con la literatura más reciente en este tema, construimos un Índice Alternativo de *financial literacy* siguiendo la metodología de Van Rooij et al. (2011). Los detalles de la construcción y estimación de este índice se encuentran en el Anexo C. Los resultados obtenidos son consistentes con los presentados en esta sección.

en este mercado. Los resultados obtenidos mediante la estrategia IV son menores a los que se obtienen cuando no se considera el problema de endogeneidad, lo que sugiere la presencia de variables omitidas en las especificaciones OLS.

Al separar la participación financiera entre tipos de activos encontramos que la educación afecta principalmente la participación en activos simples, lo que sugiere que la reforma educacional generó un primer acercamiento de las personas al sistema financiero. Además, estudiando mecanismos de transmisión, encontramos que la educación aumenta la disposición a tomar riesgo de los individuos, aumenta la probabilidad de estar empleado y de estar cotizando en una AFP. Estos resultados sugieren canales a través de los cuales la educación afecta la participación financiera. Por último, se investigó el efecto de la educación en el *financial literacy* de los individuos encontrando un efecto positivo, significativo y de gran magnitud.

## Referencias

1. Acemoglu, D. y J. Angrist (2000), "How Large are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws", *NBER Macroeconomics Annual*, 15, 9-59.
2. Altonji, J., T. Elder y C. Taber (2005), "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools", *Journal of Political Economy*, 113(1), 151-184.
3. Angrist, J. y J.S. Pischke (2009), "*Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*", Princeton University Press.
4. Becker, G. y C. Mulligan (1997), "The Endogenous Determination of Time Preference", *Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 729-758.
5. Behrman, J., O. Mitchell, C. Soo y D. Bravo (2010), "Financial Literacy, Schooling, and Wealth Accumulation", NBER Working Paper 16452.
6. Bernheim, B.D. (1998), "Financial Illiteracy, Education and Retirement Saving", *Living with Defined Contribution Pensions*, University of Pennsylvania Press, Chapter 3.
7. Bertaut, C. y M. Starr-McCluer (2001), "Household Portfolios in the United States" en *Luigi Guiso, Michael Haliassos y Tullio Japelli eds: Household Portfolios*, MIT Press, Cambridge and London, 181-217.
8. Bucks, B., A. Kennickel y K. Moore (2006), "Recent Changes in U.S. Family Finances: Evidence from the 2001 and 2004 Survey of Consumer Finances", *Federal Reserve Bulletin* 92, A1-38.
9. Card, D. (2001), "Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems", *Econometrica*, 69, 5, 1127-1160.
10. Campbell, J. (2006), "Household Finance", *Journal of Finance*, 61, 1553-1604.
11. Chiburis, R., J. Das y M. Loshkin (2011), "A Practical Comparison of the Bivariate Probit and Linear IV Estimators", World Bank Policy Research Working Paper 5601.

12. Cole, S., A. Paulson y G.K. Shastry (2012), "Smart Money: The Effect of Education on Financial Behavior", *Harvard Business School*, Working Paper.
13. Cole, S. y G.K. Shastry (2010), "Is High School the Right Time to Teach Savings Behavior? The Effect of Financial Education and Mathematics Courses on Savings", *Harvard Business School*, Working Paper.
14. Contreras, D. (2001), "Evaluating a Voucher System in Chile. Individual, Family and School Characteristics", *Serie Documentos de Trabajo de Departamento de Economía de la Universidad de Chile*.
15. Duflo, E. (2001), "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*, 91, 4, 795-813.
16. Duflo, E. (2003), "The Role of Information and Social Interactions in Retirement Plan Decisions: Evidence from a Randomized Experiment", *Quarterly Journal of Economics*, 118, 815-842.
17. Gallego, F. y A. Hernando (2009), "School Choice in Chile: Looking at the Demand Side", *Documento de Trabajo Instituto de Economía PUC*, 356.
18. Guiso, L. y T. Jappelli (2005), "Awareness and Stock Market Participation", *Review of Finance*, 9, 537-567.
19. Guiso, L., P. Sapienza y L. Zingales (2008), "Trusting the Stock Market", *Journal of Finance*, 63, 6.
20. Harrison, G., L. Morten y M. Williams (2002), "Estimating Individual Discount Rates in Denmark: A Field Experiment", *American Economic Review*, 92, 1606-1617.
21. Halek, M. y J.G. Eisenhauer (2001), "Demography of Risk Aversion", *Journal of Risk and Insurance*, 68, 1-24.
22. Haliassos, M. y C. Bertaut (1995), "Why do so Few Hold Stocks", *Economic Journal*, 105, 1110-1129.

23. Heitmueller, A. (2005), “Unemployment Benefits, Risk Aversion, and Migration Incentives”, *Journal of Population Economics*, 18, 93-112.
24. Hilgert, M. y J. Hogarth (2003), “Household Financial Management: The Connection Between Knowledge and Behavior”, *Federal Reserve Bulletin*.
25. Hong, H., J. Kubik y H. Stein (2004), “Social Interaction and Stock-Market Participation”, *Journal of Finance*, 59, 137-163.
26. Landerretche, O. y C. Martínez (2012), “Voluntary Savings, Financial Behavior and Pension Finance Literacy: Evidence from Chile”, *Journal of Pension Economics and Finance*, forthcoming.
27. Lochner, L. y E. Moretti (2004), “The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests and Self-Reports”, *American Economic Review*, 94, 155-189.
28. Lusardi, A. y O. Mitchell (2007), “Baby Boomer Retirement Security: The Roles of Planning, Financial Literacy and Housing Wealth”, *Journal of Monetary Economics*, 54, 205-224.
29. Lusardi, A. y P. Tufano (2009), “Debt Literacy, Financial Experiences and Overindebtedness”, *NBER Working Paper Series*, Working Paper 14808.
30. Malmendier, U. y S. Nagel, (2011), “Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk-Taking?” *Quarterly Journal of Economics*, 126, 373-416.
31. Mankiw, G. y S. Zeldes (1991), “The Consumption of Stockholders and Nonstockholders”, *Journal of Financial Economics*, 29, 97-112.
32. Martínez, C. y C. Sahm (2009), “Limited Understanding of Individual Retirement Accounts Among Chileans”, *Serie de Documentos de Trabajo del Departamento de Economía de la Universidad de Chile*, STD 296.
33. Mizala, A. y P. Romaguera (1998), “School Achievement and Decentralization Policy: The Chilean Case”, *Serie de Economía de Documentos de Trabajo del CEA*, 36.
34. Naudon, A. , M. Tapia y F. Zurita (2004), “Ignorance, Fixed Costs and the Stock-Market Participation Puzzle”, *Documento de Trabajo Instituto de Economía PUC*, 262.

35. Oreopoulos, P. (2006), “Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education When Compulsory Schooling Laws Really Matter”, *American Economic Review*, 96, 152-175.
36. Patrinos, H. y C. Sakellariou (2005), “Schooling and Labor Market Impacts of a Natural Policy Experiment”, *LABOUR*, 19, 705–719.
37. Patrinos, H. (2008), “Quality of Schooling, Returns to Schooling and the 1981 Vouchers Reform in Chile”, *World Bank Policy Research Working Paper Series*, Working Paper 4617.
38. Rau, T. (2012), “Modeling Structural Equations with Endogenous Regressors and Heterogeneity Through Derivative Constraints”, *Quantitative Economics*, forthcoming.
39. Stock, J. y M. Yogo (2005), “Testing for Weak Instruments in Linear Regression”, in *Donald W.K. Andrews and James H. Stock eds: Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, 80-108.
40. Van Rooij, M., R. Alessie y A. Lusardi (2011), “Financial Literacy and Stock Market Participation”, *Journal of Financial Economics*, 101, 449-472.
41. Vissing-Jorgensen, A. (2002), “Limited Asset Market Participation and the Elasticity of Intertemporal Substitution”, *Journal of Political Economy*, 110, 825-853.
42. Yaron, A. y H. Zhang (2000), “Fixed Costs and Asset Market Participation”, *Revista de Análisis Económico*, 15, 89-110.

## Anexo A. Estadística Descriptiva

TABLA A.1

Descripción de Variables a Nivel de Individuos CASEN 2009

Características del Individuo	Años de Escolaridad	Edad	Participación Financiera	Observaciones
<b>Nivel de Educación</b>				
Educación Básica	5.27 (2.60)	50.21 (12.10)	7.22 (25.89)	63,046
Educación Media	11.32 (1.05)	41.37 (11.61)	10.71 (30.93)	53,492
Educación Universitaria	15.61 (1.56)	39.08 (11.88)	16.94 (37.51)	18,822
<b>Región del País</b>				
Norte	9.39 (4.21)	44.68 (12.82)	9.46 (29.27)	16,224
Centro	9.52 (4.24)	45.08 (12.79)	9.69 (29.58)	67,328
Sur	8.46 (4.35)	45.44 (12.81)	10.46 (30.60)	51,758
<b>Muestra Completa</b>	9.10 (4.31)	45.17 (12.80)	9.95 (29.94)	135,360

Desviaciones estándar en paréntesis.

Las variables de participación financiera se encuentran en porcentajes.

Norte incluye a las regiones: I, II, III, IV y XV. Centro: V, VI, VII, XIII. Sur: VIII, IX, X, XII, XIII, XIV.

Fuente: CASEN 2009

TABLA A.2

## Descripción de Variables a Nivel de Hogares CASEN 2009

Características del Hogar	Años de Escolaridad	Edad	Participación Financiera	Observaciones
<b>Nivel de Educación</b>				
Educación Básica	5.26 (2.56)	52.96 (11.16)	12.47 (33.04)	30,361
Educación Media	11.25 (1.08)	45.25 (11.17)	18.05 (44.91)	21,247
Educación Universitaria	15.67 (1.61)	45.00 (11.36)	28.03 (44.91)	6,978
<b>Región del País</b>				
Norte	8.98 (4.19)	48.57 (11.95)	15.16 (35.86)	7,195
Centro	9.06 (4.27)	49.32 (11.76)	16.05 (36.71)	28,533
Sur	8.09 (4.28)	49.29 (11.91)	17.01 (37.65)	22,858
<b>Muestra Completa</b>	8.67 (4.29)	49.22 (11.84)	16.35 (36.98)	58,586

Desviaciones estándar en paréntesis.

Las variables demográficas corresponden a los valores del jefe de hogar.

Las variables de participación financiera se encuentran en porcentajes.

Norte incluye a las regiones: I, II, III, IV, XV. Centro: V, VI, VII, XIII. Sur: VIII, IX, X, XII, XIV.

Fuente: CASEN 2009

TABLA A.3

Descripción de Variables EFH 2007

Características del Invididuo	Años de Escolaridad	Edad	Renta Variable	Renta Fija	Participación Financiera	Observaciones
<b>Nivel de Educación</b>						
Educación Básica	5.91 (2.14)	53.36 (11.06)	0.48 (6.97)	5.21 (22.24)	5.70 (23.20)	520
Educación Media	11.25 (1.08)	46.53 (11.26)	2.36 (15.20)	10.03 (30.06)	11.53 (31.95)	1,160
Educ. Universitaria	15.53 (1.76)	44.37 (11.24)	11.09 (31.41)	19.32 (39.49)	26.62 (44.21)	1,636
<b>Región del País</b>						
Norte	10.96 (3.57)	48.78 (11.66)	3.47 (18.34)	9.77 (29.73)	12.49 (33.10)	373
Centro	11.32 (3.94)	47.65 (11.90)	4.52 (20.78)	11.21 (31.56)	14.06 (34.76)	2,437
Sur	10.30 (4.35)	47.56 (11.31)	4.87 (21.54)	13.33 (34.03)	16.76 (37.38)	506
<b>Muestra Completa</b>	11.05 (4.00)	47.78 (11.75)	4.45 (20.64)	11.47 (31.88)	14.43 (35.14)	3,316

Desviaciones estándar en paréntesis.

Las variables demográficas corresponden a los valores del jefe de hogar.

Las variables de participación financiera se encuentran en porcentajes.

Las variables se encuentran ajustadas por los factores de expansión.

Norte incluye a las regiones: I, II, III, IV. Centro: V, VI, VII, XIII. Sur: VIII, IX, X, XII.

Fuente: EFH 2007

TABLA A.4

## Descripción de Variables EPS 2006

Características del Individuo	Edad	Participación Financiera	Observaciones
<b>Nivel de Educación</b>			
Educación Básica	55.28 (15.50)	16.52 (37.13)	6,053
Educación Media	44.16 (13.91)	26.68 (44.23)	7,300
Educ. Universitaria	40.45 (13.84)	37.70 (48.47)	3,090
<b>Región del País</b>			
Norte	46.45 (15.55)	21.64 (41.19)	1,848
Centro	47.17 (15.68)	25.11 (43.37)	10,045
Sur	48.86 (15.77)	26.15 (43.95)	4,550
<b>Muestra Completa</b>	47.55 (15.71)	25.01 (43.31)	16,443

Desviaciones estándar en paréntesis.

La edad corresponde al jefe de hogar.

La participación financiera corresponde a la del jefe hogar y su cónyuge.

Las variables de participación financiera se encuentran en porcentajes.

Norte incluye a las regiones: I, II, III, IV. Centro: V, VI, VII, XIII. Sur: VIII, IX, X, XII.

Fuente: EPS 2006

## Anexo B. Resumen de Variables Creadas en la Investigación

TABLA B.1

Descripción de Variables Creadas en la Investigación

Variable	Media	Desv. Estándar	Mínimo	Máximo	Observaciones
<b>CASEN 2009</b>					
Dummy Educación Media	0.4039	0.4906	0	1	135,360
Participación Financiera General	0.0995	0.2994	0	1	135,360
Participación Financiera Simple	0.0860	0.2804	0	1	135,360
Participación Financiera Compleja	0.0135	0.1154	0	1	135,360
Dummy Cambio de Región	0.0217	0.1458	0	1	135,360
Dummy Cotizante AFP	0.3690	0.4825	0	1	135,360
Dummy Ocupado	0.5845	0.4928	0	1	135,360
<b>EPS 2006</b>					
Dummy Educación Media	0.2966	0.4567	0	1	16,443
Participación Financiera	0.2501	0.4331	0	1	16,443
Indice Financiera Literacy Base	0.3378	0.2655	0	1	16,443
Indice Financiera Literacy Alternativo	3.99e-09	1.2600	-1.5867	2.9658	16,443

Las variables de la CASEN 2009 son a nivel individual.

Las variables de la EPS 2006 son para los jefes de hogar. En el caso de la participación financiera corresponde a la participación del jefe de hogar y su cónyuge.

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN 2009 y EPS 2006

## Anexo C. Estimación Primera Etapa

TABLA C.1: Estimación Primera Etapa

Variable Dependiente: Dummy Educación Media				
Variables	1	2	3	4
Grado Exposición 1			-0.0814*** (0.0280)	-0.0887*** (0.0299)
Grado Exposición 2			-0.0901*** (0.0239)	-0.0560** (0.0274)
Grado Exposición 3			-0.0815*** (0.0186)	-0.0463** (0.0231)
Grado Exposición 4			-0.0545*** (0.0137)	-0.0182 (0.0203)
Grado Exposición 5			-0.0321*** (0.00989)	-0.00372 (0.0191)
Interacción Centro 1				-0.0350*** (0.0125)
Interacción Sur 1				-0.0631*** (0.0127)
Interacción Centro 2				-0.0240* (0.0133)
Interacción Sur 2				-0.0802*** (0.0135)
Interacción Centro 3				-0.0288* (0.0152)
Interacción Sur 3				-0.0772*** (0.0157)
Interacción Centro 4				-0.0283* (0.0170)
Interacción Sur 4				-0.0575*** (0.0178)
Interacción Centro 5				0.00136 (0.0122)
Interacción Sur 5				-0.0216* (0.0129)
Post Reforma	0.0154** (0.00743)	0.0245** (0.0107)		
Interacción Post Centro		-0.00419 (0.00916)		
Interacción Post Sur		-0.0182* (0.00957)		
Observaciones	135,360	135,360	135,360	135,360
Cragg-Donald	0.038	169.15	31.11	93.97

Sólo se presentan los coeficientes de los instrumentos excluidos.  
En los grados de exposición la base son los menores de 29 años.

Errores estándar robustos en paréntesis

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

## Anexo D. Construcción del Índice de Financial Literacy

El índice de financial literacy está basado en las siguientes 6 preguntas de la EPS:

1. Si la posibilidad de contraer una enfermedad es de un 10 por ciento, ¿cuántas personas de 1000 contraerían la enfermedad?
2. Si 5 personas tienen los números premiados de la lotería y el premio es de dos millones de pesos, ¿cuánto recibiría cada una?
3. Suponga que Ud. tiene \$100 en una cuenta de ahorro, y la tasa de interés que gana por estos ahorros es de un 2% por año. Si mantiene el dinero por 5 años en la cuenta, ¿cuánto tendrá al término de estos 5 años?
  - (a) Más de \$102
  - (b) Exactamente \$102
  - (c) Menos de \$102
4. Digamos que Ud. tiene \$200 en una cuenta de ahorro. La cuenta acumula 10 por ciento en intereses por año. ¿Cuánto tendrá en la cuenta al cabo de dos años?
5. Suponga que Ud. posee \$100 en una cuenta de ahorro, la que entrega un interés de un 1% anual. Ud. sabe también que la tasa de inflación es de un 2% anual. Después de un año, si retira la plata de una cuenta de ahorro. Ud. podrá comprar:
  - (a) Más de \$100
  - (b) Exactamente \$100
  - (c) Menos de \$100
6. La siguiente frase, ¿es verdadera o falsa? “Comprar una acción de una empresa es menos riesgoso que comprar con el mismo dinero varias acciones de distintas empresas”
  - (a) Verdadero
  - (b) Falso

En la Tabla D.1 se presentan los resultados a las preguntas obtenidos en la EPS.

TABLA D.1

Porcentaje de Respuestas Correctas sobre Financial Literacy

---

Preguntas EPS	Respuestas Correctas
Pregunta 1	45 %
Pregunta 2	41 %
Pregunta 3	46 %
Pregunta 4	2 %
Pregunta 5	25 %
Pregunta 6	44 %

---

Fuente: Elaboración propia en base a la EPS 2006

Para cada pregunta se construyó una variable *dummy* que toma el valor 1 en caso de que la respuesta sea la correcta. En base a estas variables se construyeron dos índices de *financial literacy* alternativos. El primer índice, que denominamos índice base de *financial literacy*, corresponde al promedio de las 6 variables *dummies* creadas por pregunta, por lo que es un índice discreto. Para el segundo, que denominamos índice alternativo de *financial literacy*, se llevó a cabo un análisis de factores sobre las variables binarias usando el método del factor principal iterado. Los *factor loadings* se presentan en la Tabla D.2. Dados estos *factor loadings* obtuvimos los *factor scores* usando el método de Bartlett.

TABLA D.2

Factor Loadings del Índice Alternativo de Financial Literacy

Preguntas EPS	Factor Loadings
Pregunta 1	0.4783
Pregunta 2	0.4110
Pregunta 3	0.4277
Pregunta 4	0.0953
Pregunta 5	0.2803
Pregunta 6	0.2740

Fuente: Elaboración propia en base a la EPS 2006

A continuación, en la Tabla D.3 se presenta un resumen de los dos índices:

TABLA D.3

Resumen Indices de Financial Literacy

Índice	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo	Observaciones
Índice Base	0.3378	0.2655	0	1	16,443
Índice Alternativo	3.99e-09	1.2600	-1.5867	2.9658	16,443

Fuente: Elaboración propia en base a la EPS 2006

TABLA D.4: Efecto de la Educación sobre el Financial Literacy

Variable Dependiente: Índice Alternativo de Financial Literacy

Variables	1 OLS	2 2SLS	3 2SLS	4 2SLS	5 2SLS
Dummy Educación Media	0.797*** (0.0219)	1.867** (0.877)	1.755** (0.861)	1.801** (0.847)	0.807 (0.556)
Cragg-Donald	–	31.03	12.79	7.45	4.75
Observaciones	16,443	16,443	16,443	16,443	16,443
<i>Instrumentos Excluidos</i>					
Dummy Post Reforma	–	Sí	Sí	No	No
Interacciones Post Reforma	–	No	Sí	No	No
Grados de Exposición	–	No	No	Sí	Sí
Interacciones Grados Exposición	–	No	No	No	Sí

Se omiten los coeficientes de las dummies por región, por sexo y del polinomio de la edad.

Las columnas 2,3,4 y 5 corresponden a las distintas especificaciones de primeras etapas.

Las interacciones incluidas son con las variables norte, centro y sur.

Errores estándar robustos en paréntesis

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

## Anexo E. Figuras

FIGURA E.1: Coeficientes de Variable Post 82 con Intervalos de Confianza al 95%

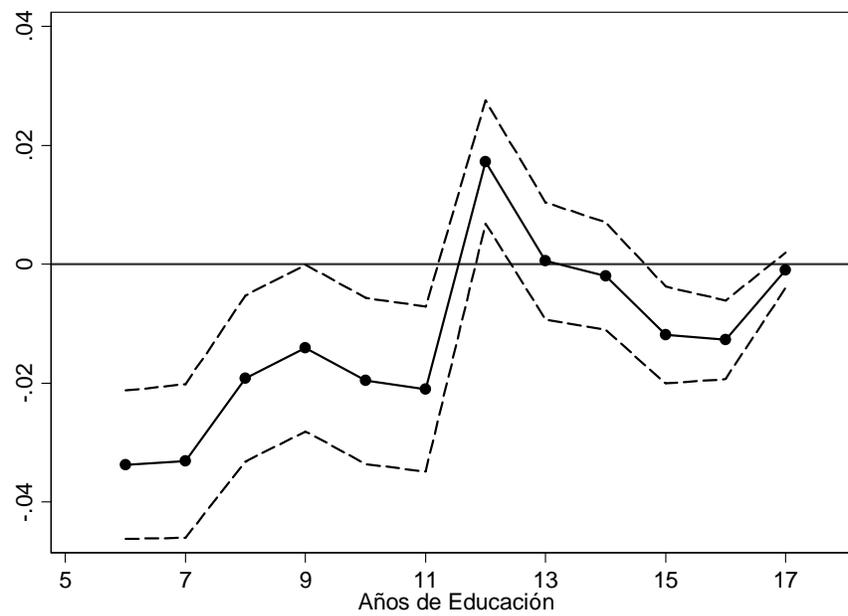


FIGURA E.2: Coeficientes de Variable Post 83 con Intervalos de Confianza al 95%

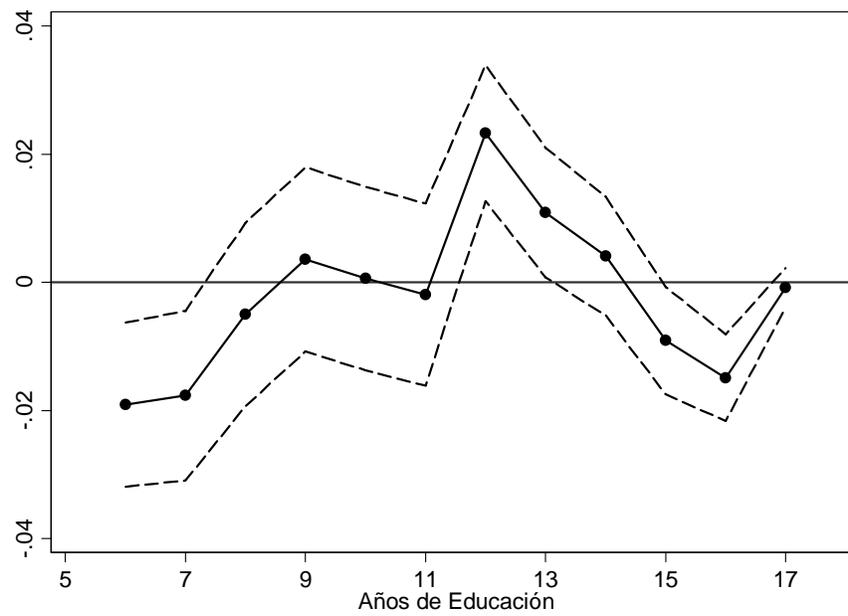


FIGURA E.3: Coeficientes de Variable Post 84 con Intervalos de Confianza al 95%

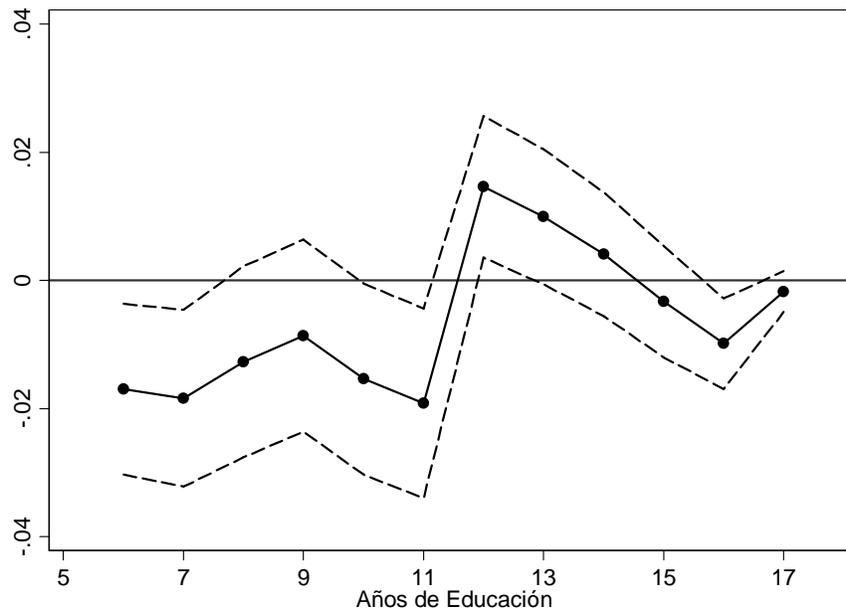


FIGURA E.4: Coeficientes de Variable Post 85 con Intervalos de Confianza al 95%

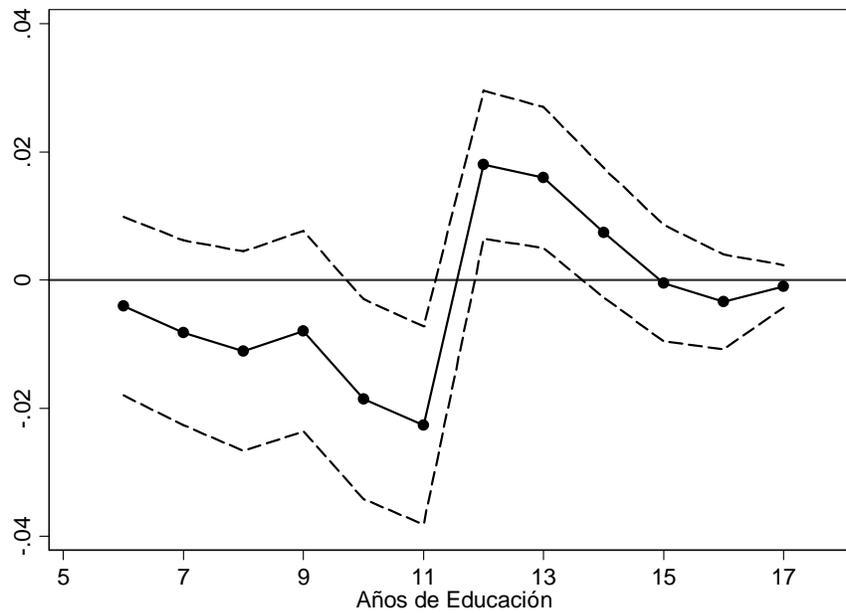


FIGURA E.5: Coeficientes de Variable Post 86 con Intervalos de Confianza al 95%

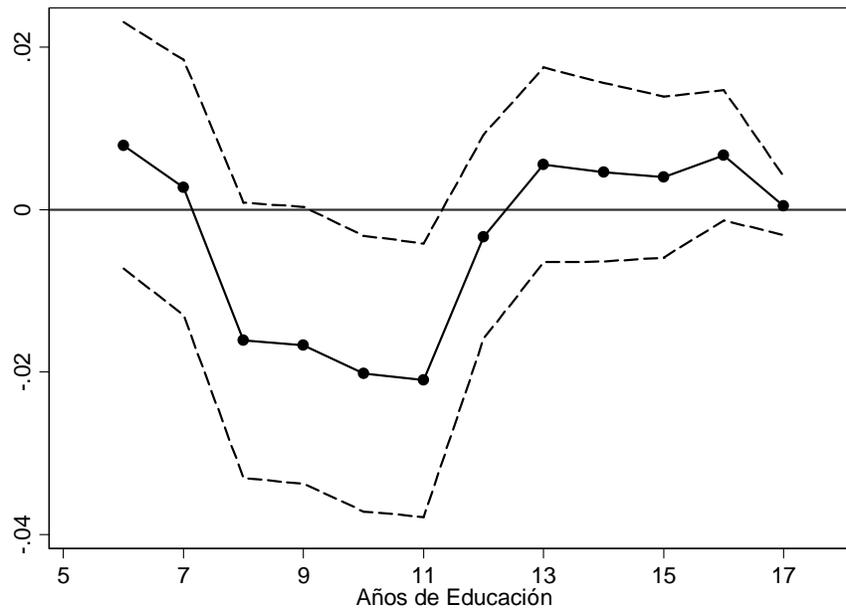


FIGURA E.6: Coeficientes de Variable Post 87 con Intervalos de Confianza al 95%

