

I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A



T E S I S d e M A G Í S T E R

2015

Efecto de la Educación en la Salud: Evidencia para Chile

María Josefina Lavín F.

www.economia.puc.cl



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

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

Lavín, Ferrada, María Josefina

Diciembre, 2015



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

**EFFECTO DE LA EDUCACIÓN EN LA SALUD: EVIDENCIA PARA
CHILE**

María Josefina Lavín Ferrada

Comisión

Claudia Martínez y Claudio Sapelli

Santiago, Diciembre de 2015

Efecto de la Educación en la Salud: Evidencia para Chile

María Josefina Lavín Ferrada*

Pontificia Universidad Católica de Chile
Instituto de Economía

Santiago, Diciembre 2015

Resumen

En el presente trabajo se estudia la relación entre educación y salud en la población adulta en Chile usando datos del año 2009. En particular, se busca identificar si más años de educación tienen un efecto causal sobre el nivel de salud, enfrentando el problema de que la educación es endógena en esta relación. Se utiliza una estrategia de variables instrumentales a través de la reforma educacional de 1981 que aumenta la oferta de educación de manera exógena. Los resultados muestran que habría evidencia de un efecto causal positivo de la educación sobre la salud, disminuyendo la probabilidad de estar enfermo en 8% (en los resultados que son significativos) y la de tener alguna discapacidad en 5%. Este efecto sería generado a través de mayor cuidado de la salud de los más educados, que aumentan en 15% la probabilidad de hacerse controles médicos.

*Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradezco a los profesores Claudia Martínez y Claudio Sapelli por sus comentarios, y a Tomás Rau por su apoyo y consejos. Agradezco también a mis compañeros y amigos por su ayuda y apoyo en el desarrollo de este trabajo, especialmente a Rafael Montes. Todos los errores son de mi completa responsabilidad. Contacto: mjlavín@uc.cl

1. Introducción

Conocer la manera en la que educación y salud se relacionan es una inquietud en la academia debido a la importancia de estas dos variables en determinar el nivel de bienestar de las personas y el desarrollo de la economía. La relación entre educación y salud ha sido ampliamente estudiada, y existe consenso de que hay una correlación fuerte y positiva entre estas variables. Sin embargo, establecer si el efecto que tiene la educación sobre la salud es causal no ha sido fácil y, por lo tanto, la discusión sigue abierta.

Entender cómo se forma y acumula el capital humano es un tema central en el estudio del desarrollo de las economías. En las últimas décadas han surgido distintas teorías acerca de la formación del capital humano, destacando el trabajo de Cunha y Heckman (2007) quienes proponen un sistema dinámico de la formación de habilidades. Dentro de este proceso, las inversiones que hacen las personas en educación y salud son factores primordiales que contribuyen a la formación de capital humano. Esta idea fue formalizada por Grossman (1972) en su modelo de demanda por salud donde la inversión en salud mejoraba la productividad de las personas, permitiendo el crecimiento de las economías.

El estudio del efecto causal de la educación sobre la salud es importante desde dos puntos de vista. Primero, desde la economía de la educación, siendo un factor importante en el cálculo de los retornos a la inversión en educación. En este contexto, una mejor salud es considerada parte del retorno a la educación que se materializa a través de un mecanismo distinto al de obtener mayores ingresos laborales. Segundo, desde la economía de la salud ya que el estudio de la relación de causalidad entre educación y salud permite mejorar la comprensión de los factores determinantes del nivel de salud de las personas.

Los mecanismos a través de los cuales la educación genera mejoras en salud son varios. Entre ellos están que haber recibido más educación implica mejores oportunidades laborales e ingresos más altos, lo que aumenta la inversión en salud y la posibilidad de acceder a sistemas de salud de calidad. Otro medio es que personas más educadas tienen más conocimientos acerca de cómo llevar una vida más saludable, mejorando la toma de decisiones que afectan el nivel de salud (Kenkel, 1991). También, más educación aumenta la productividad en salud según argumenta Grossman (1972) permitiendo mejorar el nivel de salud con la misma inversión. El interés de este estudio es conocer cómo operan en Chile los canales de transmisión distintos del aumento de ingresos.

Existen también variables que no se observan por las cuales la relación entre salud y educación podría no ser causal. Estas variables no observables sesgarían la estimación del efecto debido al problema de variables omitidas. Las principales variables no observables

relevantes en esta materia que se exponen en la literatura son el nivel inicial de salud (la dotación de salud) y las preferencias por el futuro de las personas. Estas dos variables afectan tanto las decisiones de educación como las de salud y, por lo tanto, confunden el efecto real, permitiendo observar correlaciones positivas a pesar de que la educación no tuviera un efecto directo sobre la salud.

Este trabajo estudia la relación causal entre educación y salud enfrentando el problema de identificación antes descrito a través del uso de variables instrumentales. Se mide el impacto que tiene terminar la enseñanza media¹ sobre el nivel de salud con variables objetivas (tener alguna enfermedad o discapacidad) y una variable de comportamiento (haberse hecho algún control médico preventivo). Se utiliza como instrumento para el nivel de educación un cambio institucional, la reforma de educación de 1981, que aumenta la oferta de educación escolar en Chile e impacta de manera heterogénea la escolaridad entre cohortes y zonas geográficas. Esta reforma traspasó la administración escolar del estado a los municipios y creó un sistema de *vouchers* para financiar la educación², lo que resultó en un aumento considerable en la disponibilidad de colegios a lo largo del país, en su mayoría de financiamiento compartido. La incidencia de la reforma fue paulatina en el tiempo y también en las distintas regiones del país. Estas dos fuentes de variación son las que se explotan para identificar el efecto causal de la educación sobre el nivel de salud.

La importancia de esta investigación radica en que entender mejor cómo es la relación entre salud y educación impacta directamente las decisiones de políticas públicas de educación, ya que permite conocer mejor su alcance e importancia. También influye en las decisiones de presupuesto, porque establece la relación entre dos ítemes muy importantes del presupuesto público. En caso de encontrar una relación causal positiva, al destinar más recursos a políticas de educación también se estarían persiguiendo objetivos de las políticas de salud de manera indirecta. Adicionalmente, este trabajo genera nueva evidencia de esta materia utilizando un instrumento fuerte para educación y para una población con características bastante diferentes a la usual en la literatura, que se ha desarrollado principalmente para datos de Estados Unidos. Las estimaciones de este estudio son evidencia para países en desarrollo donde las políticas de educación y salud son muy diferentes a los de países desarrollados. Acerca de esta relación no se encontraron estudios anteriores para Chile, por lo que esta evidencia sería la primera para el país.

En general, los resultados del estudio evidencian que terminar la enseñanza media tiene un efecto causal y positivo sobre el estado de salud de las personas. Los principales resultados

¹El sistema de educación Chileno se divide en educación básica (8 años) y educación media (4 años), por lo tanto esta variable significa tener 12 o más años de educación.

²Este sistema consiste en un subsidio a la educación directo a los niños, y no al establecimiento.

muestran que terminar la educación media tiene un efecto positivo y significativo de 15 % sobre la probabilidad de realizarse controles médicos. Este aumento es importante considerando que del total de la muestra sólo un 19 % se había hecho algún control. Este resultado muestra que el mecanismo a través del cual la educación afecta a la salud es la responsabilidad del cuidado de la salud de quienes se educan más. Las personas más educadas tendrían un mejor estado de salud porque se preocupan más por cuidarlo. Los resultados también muestran que tener más años de educación disminuye la probabilidad de padecer de alguna enfermedad o presentar alguna discapacidad. Este resultado es robusto y significativo para el caso de las discapacidades que disminuyen en 5 %, pero es más débil para la variable de enfermedad. Estos resultados difieren de lo comúnmente encontrado para la literatura. Al corregir la endogeneidad, la mayor parte de los estudios anteriores obtiene coeficientes que indican que el efecto es positivo, pero en general estos no son significativos. La explicación a esta diferencia se atribuye a que el instrumento utilizado en este estudio es fuerte, a diferencia de muchos de los trabajos anteriores. Otra explicación posible es que existan diferencias entre el grupo de compliers³ de la muestra utilizada en este estudio y los de otros estudios.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se revisan las teorías que explican la relación bajo estudio y la evidencia en la literatura, se describe la situación de la salud chilena y se expone la reforma de 1981. En la sección 3 se detalla la estrategia empírica a utilizar y se realiza la primera etapa de la estimación. En la sección 4 se presentan los principales resultados de la estimación y discusión de los mismos. Finalmente, en la sección 5 se exponen las principales conclusiones que se obtuvieron a la luz de las metodologías y los resultados del presente trabajo.

2. Marco de Referencia

2.1. Teoría y Evidencia

Para entender los determinantes del nivel de salud de las personas, utilizamos un modelo simple construido a partir del modelo estructural de demanda por salud desarrollado por Grossman (1972). En este modelo la salud se va depreciando en el tiempo y se va reponiendo con inversiones que pueden ser bienes de consumo u otras actividades que afectan el nivel de salud, por lo tanto la salud es demandada y también producida por los individuos. La función de producción de salud depende de varios insumos que son decisiones de las personas, entre ellos el número de atenciones médicas, la dieta, el ejercicio, la cantidad de cigarros fumados y el consumo de alcohol. También depende de la “productividad” del individuo para producir

³Las personas que efectivamente cambian su comportamiento gracias a la reforma de educación.

salud a partir de estos insumos, esta “productividad” se relaciona con características propias de la persona (edad, sexo, raza, educación y dotación inicial de salud). En el modelo los individuos maximizan su utilidad sujeto a una restricción de presupuesto y la función de producción de salud. Así, obtienen una demanda por salud que depende del ingreso, los precios en la economía, la eficiencia, las preferencias y la dotación inicial de salud de la persona. Finalmente, el nivel de salud de la persona queda determinado de la siguiente manera:

$$S_{it} = \alpha_1 w_{it} + \alpha_2 Educ_i + \alpha_3 Edad_{it} + \alpha_4 D_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde S_{it} es el nivel de salud del individuo i en el periodo t , w_{it} es el salario, $Educ_i$ es el nivel de educación, D_t son efectos fijos por periodo que capturan otras variables propias del momento⁴ y ε_{it} corresponde al término de error.

Existen dos teorías principales de por qué el término de error podría estar correlacionado con el nivel de educación, y por lo tanto generar sesgos en la estimación. La primera es la hipótesis de las dotaciones en salud expuesta por Rosenzweig y Schultz (1983) y Card (1999). Esta teoría se refiere a que los individuos pueden diferir en las dotaciones que afectan su nivel de salud inicial, por ejemplo variables genéticas, el cuidado recibido de los padres, influencias del ambiente en el que vive y culturales. En el término de error está también la habilidad de los individuos que afecta de manera positiva el nivel de educación alcanzado. Por lo tanto, si las dotaciones de salud están relacionadas con el nivel de habilidad, entonces podríamos observar una correlación positiva entre el nivel de salud de un adulto y su educación, a pesar de que la relación no fuera causal.

La segunda teoría que podría sesgar la estimación es que en el término de error existan preferencias por el futuro. Fuchs (1980) expone que personas que valoran relativamente más el futuro tienen mayores probabilidades de invertir en su capital humano, tanto en educación como en salud, para recibir los beneficios de estas inversiones en el futuro. Por lo tanto, en caso de cumplirse esta hipótesis, la correlación entre los términos de error de las ecuaciones para salud y educación debería ser positivo. En cambio, si la teoría de dotaciones fuera la correcta, no se podría asegurar el signo de la correlación entre los términos de error (la correlación entre la dotación inicial de salud y las habilidades podría ser positiva o negativa⁵).

En la literatura se exponen diferentes mecanismos a través de los cuales la educación podría tener un efecto causal sobre el nivel de salud de los individuos. En primer lugar, está

⁴Por ejemplo situación de la economía, precios de la salud entre otros.

⁵Una correlación positiva podría ser por ejemplo que una persona que recibió más cuidado en la infancia también recibió más estímulos y desarrolló más habilidades. Una correlación negativa también puede ser razonable ya que existen personas con salud frágil y habilidad alta.

altamente documentado que haber recibido más años de educación genera mayores ingresos y mejores oportunidades laborales. Tener más ingresos aumentaría las posibilidades para invertir en salud y acceder a tratamientos de salud de calidad. Este primer canal no es un efecto directo de la educación misma por lo que no es central en este trabajo, pero es muy importante sobre todo en Chile donde el acceso a servicios de salud de calidad está determinado por el nivel de ingresos. En segundo lugar, existe diferencia entre las personas más y menos educadas con respecto a la información acerca de la salud y su cuidado. Kenkel (1991) expone que mayor nivel de educación mejora la toma de decisiones acerca de los insumos que afectan el nivel de salud, debido a que la educación formal da conocimientos acerca de los factores que determinan la salud y de cómo llevar una vida saludable. Por último, tal como expone Grossman (1972) en su modelo, la escolaridad incrementa la ‘productividad’ en salud de las personas, lo que aumenta el nivel de salud con la misma inversión. El aumento de esta productividad puede ser de dos formas. Primero, personas más educadas obtienen un mejor resultado en salud a partir de los mismo insumos elegidos para la producción de salud. Segundo, más educación mejora la eficiencia para tener conocimientos acerca de cómo mejorar el nivel de salud y hacer mejores elecciones de los insumos para la función de producción de salud.

Grossman y Kaestner (1997) hacen un resumen de la literatura que estudia la relación entre educación y salud. Algunos de los trabajos miran la relación directa entre estas variables y la mayoría de los trabajos muestran que la educación contribuye de manera significativa a mejorar el nivel de salud medido de diferentes maneras (tasa de mortalidad, tasa de morbilidad, Salud Auto reportada (SRH⁶) e indicadores psicológicos de salud), entre ellos Winkleby, Jatulis, Frank, y Fortmann (1992) y Pappas, Queen, Hadden, y Fisher (1993). Sin embargo muchos de estos trabajos no hacen corrección por endogeneidad, por lo que la relación que encuentran no puede asegurar causalidad.

Muchos estudios han utilizado variables instrumentales para solucionar problemas de endogeneidad al medir el efecto de la educación sobre alguna variable de resultado, y específicamente sobre variables que miden el estado de la salud. Se han utilizado diferentes instrumentos, como ingreso per cápita y gasto en educación per cápita en el estado de nacimiento (Berger y Leigh (1989)), trimestre de nacimiento ((Angrist y Krueger, 1990)) y leyes que cambian la cantidad de años de educación obligatoria.

Adams (2002) instrumenta la educación con el trimestre de nacimiento para datos de 1992 en EEUU. Analiza el impacto sobre SRH y otras variables de discapacidad como medidas

⁶SRH corresponde a un nivel de salud auto reportado. Es la respuesta a la pregunta: “¿Cómo evalúa su salud en general?” en una escala creciente.

de salud. Al instrumentar educación los coeficientes para SRH son positivos y de mayor magnitud, pero dejan de ser significativos en algunos casos. El estudio presenta además problemas de instrumentos débiles. Arkes (2003) usa diferencias en la tasa de desempleo en un estado como instrumento para el nivel de educación. Mide el efecto sobre los problemas de salud que limitan el trabajo en una muestra de hombres adultos de EEUU. Los resultados son más grandes al instrumentar educación, pero algunos no son significativos. Lleras-Muney (2005) usa cambios en las leyes de educación obligatoria y de trabajo infantil para identificar efectos de la educación sobre la mortalidad. Utiliza datos censales de 30 estados de EEUU entre 1915 y 1939, encontrando que un año de educación aumenta la esperanza de vida en más de un año a los 35 años de edad. Los resultados no son significativos al instrumentar educación.

Arendt (2005) estudia el impacto de la educación sobre SRH, el IMC⁷ y un indicador de no fumar en un panel de trabajadores en Dinamarca entre los años 1990 y 1995. Encuentra que las estimaciones al instrumentar la educación con reformas educacionales dejan de ser significativas. Su instrumento es fuerte, por lo tanto sus resultados no son conclusivos. Groot y van den Brink (2007) Estudian el efecto de la educación en la salud instrumentando con características laborales de los padres sobre una muestra representativa de la población Holandesa en 1999. Los resultados por IV no son significativos, pero argumentan que no es necesario utilizar IV al controlar por algunas características, ya que la educación dejaría de ser endógena. Spasojevic (2010) estudia el impacto de la educación en un índice de salud que construye y el IMC. Instrumenta educación con cambios en las leyes de educación obligatoria en Suecia, y encuentra efectos significativos y positivos.

La evidencia existente es amplia y sugiere un efecto causal positivo de la educación sobre la salud, pero a pesar de ello las conclusiones no son robustas. Muchas estimaciones no son significativas o tienen problemas de instrumentos débiles. La evidencia se concentra para países desarrollados con altos estándares de salud y educación en cuanto a acceso y calidad, especialmente para Estados Unidos. Esta evidencia es difícil de extrapolar a países en desarrollo como Chile debido a las diferencias culturales, en políticas públicas y en el funcionamiento del sistema educacional.

La evidencia para países en desarrollo es más escasa. Behrman y Wolfe (1989) estudian el impacto de la educación sobre la salud y nutrición de mujeres en Nicaragua en 1977, usa controles para la salud en la infancia. Los resultados muestran que la relación es positiva pero sólo significativa al 10 % al realizar estimaciones con efectos fijos y aleatorios. Parinduri (2015) estudia la relación causal entre educación y salud para el caso de Indonesia a través

⁷Índice de masa corporal, corresponde al peso dividido por el cuadrado de la altura.

de explotar un experimento natural de un año escolar más largo. Usando una estrategia de Fuzzy RD no encuentra evidencia causal de que la educación mejore la salud, los hábitos saludables o el acceso a servicios de salud. Los resultados encontrados tienen signos esperados pero no son significativos.

2.2. Salud en Chile

El sistema de salud chileno⁸ funciona a través de los sectores público (que cubre aproximadamente el 70% de la población) y privado (que cubre cerca del 18%⁹), que ofrecen seguros y prestan servicios de salud. El Ministerio de Salud está a cargo del sistema público: diseña políticas y programas de salud, coordina las entidades del área y regula el funcionamiento del sistema. El Fondo Nacional de Salud (Fonasa) es el servicio descentralizado responsable de recaudar, administrar y distribuir los recursos financieros del sistema público, y también de ofrecer seguros de salud a los usuarios de éste. Los Servicios de Salud atienden las prestaciones de salud secundaria y terciaria a través de una red de hospitales y centros de atención. Además, Centros de Atención Primaria (consultorios, postas y estaciones médico rurales) atienden las necesidades de salud más simples y realizan actividades de fomento y prevención de salud. En el sector privado los seguros son ofrecidos por Instituciones de Salud Previsional (Isapres) que son compañías particulares registradas y fiscalizadas por la Superintendencia de Isapres. Los proveedores privados de salud son clínicas, hospitales y profesionales independientes que atienden a los asegurados de las Isapres y de Fonasa a través de una modalidad denominada de ‘libre elección’¹⁰. Una característica única del sistema de salud chileno es que obliga a los trabajadores activos y pasivos (pensionados) a cotizar un 7% de su ingreso para afiliarse junto a sus dependientes a un sistema de seguros de salud (ya sea Fonasa o alguna Isapre).

Chile está entre los países que presentan los mejores niveles de salud de América Latina. La tasa de mortalidad infantil muestra un descenso notable en las últimas décadas, llegando a 7 muertes en menores de 1 año por 1000 nacidos vivos el 2015 (siendo que era 16 en 1990), con pocas diferencias entre las 15 regiones del país. Esta cifra es comparable a la de Estados Unidos (5.6 en 2015). En 2013, la razón de mortalidad materna fue de 22 por 100.000 nacidos vivos, considerablemente inferior al promedio americano (68). Por último, la esperanza de

⁸Sección basada en Becerril-Montekio, Reyes, y Manuel (2011)

⁹Porcentajes no suman 100 ya que cerca de un 3% está cubierto por servicios de las fuerzas armadas, un 7% no cotiza y utiliza la red de salud pública cuando necesita, y el resto por personas que pagan en el sistema privado de manera directa.

¹⁰Cada persona elige donde atenderse y después el sistema de seguro cubre según una pauta predeterminada.

vida aumentó de 73 años en 1990 a 80 años en 2013 (83 años para las mujeres y 77 para los hombres)¹¹.

Sin embargo, estas mejoras demográficas han ido acompañadas de una creciente prevalencia de enfermedades no transmisibles. De acuerdo con la Encuesta Nacional de Salud del 2003, las enfermedades con mayor incidencia son las cardiovasculares, que afectan a más de la mitad de la población adulta, seguidas por las enfermedades respiratorias crónicas, la depresión y la diabetes. Estadísticas del INE¹² muestran que las principales causas de muerte en mujeres son las enfermedades cerebrovasculares, las enfermedades del corazón, las enfermedades hipertensivas y la diabetes. Para los hombres son las enfermedades del corazón, cerebrovasculares, la cirrosis y las enfermedades del hígado, y el tumor maligno de estómago.

2.3. Reforma Educacional de 1981

Antes de la reforma, el sistema educacional chileno estaba en manos del Ministerio de Educación, quién se encargaba de establecer los planes educativos de todos los colegios estatales además de administrarlos. Esto significaba que el ministerio era quien designaba a directores, profesores, pagaba remuneraciones y gastos entre otras labores que conlleva la administración de un establecimiento educacional. En 1981, el 80 % de los alumnos estaba matriculado en colegios públicos, un 6 % en colegios privados que no recibían fondos públicos y cobraban matrícula a los alumnos, y un 15 % en colegios privados que recibían aportes del estado, principalmente colegios religiosos, que no cobraban matrícula a los niños.¹³

La reforma de 1981 descentraliza el sistema, transfiriendo la administración a las municipalidades (la unidad administrativa más pequeña en Chile) y fomenta la participación de instituciones públicas y privadas a través de la creación de un sistema de *vouchers* para colaborar en el financiamiento. A los colegios públicos la subvención se comienza a entregar de acuerdo a la cantidad de niños que asistían, fomentando así la importancia de la asistencia al colegio. También se incentiva la participación de privados con este sistema mixto de financiamiento, donde éstos invertían y cobraban una matrícula a los alumnos, la cual era complementada por una subvención del estado entregada al colegio según la cantidad de alumnos matriculados en el establecimiento (los *vouchers*). De la reforma resultan tres tipos de colegios: municipales (financiamiento estatal), particulares pagados (financiamiento privado) y particulares subvencionados (financiamiento mixto). La más grande innovación de esta reforma fue la separación del financiamiento y la provisión de educación, volviendo

¹¹Datos de la Organización Mundial de la Salud

¹²Instituto Nacional de Estadísticas

¹³Para más detalles de la reforma ver Contreras (2001) y Mizala y Romaguera (1998).

a definir los roles del sector público y privado en esta materia.

Gracias a la reforma creció considerablemente la oferta privada de servicios educacionales. En especial los colegios subvencionados aumentaron a tal nivel que catorce años después de la reforma llegaron a representar cerca de un tercio del total de la matrícula escolar¹⁴. Hubo un gran cambio de alumnos desde instituciones públicas a subvencionadas, especialmente en zonas urbanas. Bravo, Mukhopadhyay, y Todd (2010) estudian la asistencia a clases y el impacto de la reforma, e identifican que aumentó significativamente la demanda por colegios subvencionados y disminuyó la demanda por colegios municipales y privados no subvencionados. Además encuentran que la asistencia a clases aumentó y sobre todo la tasa de graduación de cuarto medio, tanto para personas de ingresos bajos y como de ingresos altos.

3. Estrategia Empírica

3.1. Datos

La base de datos que se utiliza en este trabajo es la encuesta de Caracterización Socio económica Nacional (CASEN) del año 2009. Esta encuesta, realizada por el Ministerio de Desarrollo Social, es representativa a nivel regional y nacional, y se ha realizado de forma bianual o trianual desde el año 1990 hasta el 2013. Se trabaja con la versión del 2009, a pesar de no ser la más reciente, de manera de poder identificar a las cohortes bajo estudio de la estrategia de identificación.

El propósito principal de la encuesta CASEN es describir las condiciones socio económicas 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 socio económica. La versión del año 2009 cuenta con cerca de 250 mil individuos entrevistados que residen en las 15 regiones del país.

La muestra utilizada en las estimaciones considera a todas las personas que tienen entre 25 y 70 años el año 2009. Se elige esta muestra debido a que captura la población adulta chilena, al igual que muchos trabajos anteriores, y también nos permite usar la reforma como instrumento. Esta muestra incluye tanto a personas que se vieron afectadas por la reforma educacional de 1981, como a otras que no¹⁵.

¹⁴En 1995 un 32,8% de los alumnos asisten a instituciones particular subvencionadas.

¹⁵Las personas mayores de 44 no fueron afectadas por la reforma ya que tenían 18 años en 1981. Las

La encuesta cuenta con variables del nivel de escolaridad y diferentes preguntas respecto al estado de salud que nos permitirán estimar el efecto de la educación sobre el nivel de salud. La encuesta incluye una pregunta acerca de los controles médicos a los que ha asistido la persona en los últimos tres meses al momento de encuestar. Los datos tienen también una pregunta acerca de enfermedades que las personas hayan tenido durante los últimos 12 meses entre las que se encuentran hipertensión arterial, infección respiratoria aguda y diabetes. Por último, incluyen una variable que indica si la persona tiene algún nivel de discapacidad, que es una variable creada por los investigadores a partir de varias preguntas de la encuesta¹⁶.

El cuadro 1 describe los datos de la muestra respecto a la escolaridad, la edad, la prevalencia de enfermedades y el nivel de SRH. En el cuadro podemos notar que existe una relación decreciente entre la escolaridad y la probabilidad de tener alguna enfermedad, mientras que esta relación es creciente con SRH, tanto para mujeres como para hombres. También podemos notar que la probabilidad de enfermedad aumenta mientras que el nivel de SRH decae con la edad, lo que también es esperable debido al deterioro de la salud con el pasar de los años. Podemos ver que en general los hombres reportan un nivel de salud mayor al de las mujeres para todo nivel de escolaridad y grupo de edad.

Cuadro 1: Estadística Descriptiva muestra CASEN 2009

	Mujeres			Hombres		
	Porcentaje de la muestra (1)	Enfermedad porcentaje (2)	SRH promedio (3)	Porcentaje de la muestra (4)	Enfermedad porcentaje (5)	SRH promedio (6)
Escolaridad						
0 a 4	16,49	1,94	4,49	16,10	1,08	4,78
5 a 8	30,09	1,17	4,84	30,73	0,64	5,13
9 a 12	39,43	0,81	5,20	39,60	0,49	5,43
13 a 16	9,29	0,52	5,54	8,54	0,39	5,71
17 a 20	4,69	0,49	5,79	5,06	0,56	5,90
Edad						
24 a 33	22,11	0,62	5,63	22,91	0,27	5,79
34 a 43	24,66	1,30	5,37	24,44	0,59	5,57
44 a 53	24,28	2,52	4,97	24,81	1,29	5,28
54 a 63	18,12	4,11	4,59	17,82	2,68	4,87
64 a 70	10,79	3,46	4,47	10,08	2,65	4,65
Total	68.663	0,233	5,096	63.624	0,137	5,337

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN 2009.

Notas: En la primera parte del cuadro se muestran grupos según años de escolaridad. Los totales en las columnas 1 y 4 representan el número total de mujeres y hombres respectivamente.

generaciones posteriores a estas fueron afectadas de manera progresiva, hasta las que tienen 34 años o menos que fueron afectadas completamente por la reforma (entraron a primero básico con la reforma en marcha).

¹⁶El detalle de los tipos de controles se presentan en el anexo A y el de las enfermedades en el anexo B.

3.2. Estrategia de Identificación

En este trabajo se busca identificar el efecto causal de la escolaridad sobre el nivel de salud de la población adulta chilena. Los datos presentados y la literatura revisada sugieren que existe una relación positiva entre el nivel de educación y salud. Sin embargo, hay variables no observables, como las dotaciones iniciales y las preferencias por el futuro, que determinan el nivel de educación y también afectan el estado de salud, por lo que la estimación por MCO está sesgada. Para establecer una relación de causalidad es necesario solucionar este problema de variable omitida. La estrategia de identificación para eliminar el sesgo que introducen estos términos en el error, será realizar la estimación utilizando variables instrumentales.

El instrumento para el nivel de educación utilizado es el grado de exposición a la reforma educacional de 1981 que tuvieron las personas de la muestra, este grado se determina según la cohorte de nacimiento y región de residencia al nacer de cada individuo¹⁷. Por lo tanto, se utilizarán estas dos variaciones (cohorte de nacimiento y zona geográfica) como instrumentos para educación, lo que es común en la literatura. Por ejemplo, Duflo (2000) para evaluar el efecto de la escolaridad sobre los ingresos en Indonesia explota la variación exógena de un programa de construcción de escuelas entre 1973 y 1978. En Chile, Rau (2013) estima los retornos a la educación usando como instrumento leyes de educación obligatoria y cambios en infraestructura en la década del 30. Además, el instrumento que emplea esta investigación ha sido utilizado en los trabajos de Patrinos y Sakellariou (2011), García (2012) y De la Barra (2014).

El modelo a estimar es:

$$Salud_i = \alpha_1 + \alpha_2 Educ_i + \alpha_3 X_i + \varepsilon_i$$

Donde $Salud_i$ corresponde a alguna medida del nivel de salud de la persona. La variable $Educ_i$ es el nivel de educación del individuo, y X_i un grupo de controles que incluye un polinomio de cuarto grado para la edad, una *dummy* para sexo y *dummies* por región de residencia en el año de la encuesta.

Incluir un polinomio de edad nos permite controlar por la tendencia que sigue la escolaridad con el paso de los años. De esta manera, separamos el efecto que tiene la reforma estudiada sobre la educación, del efecto de la tendencia a aumentar la educación que venía desde antes¹⁸. Además, es importante controlar por la edad de los individuos porque ésta se

¹⁷La CASEN cuenta con una pregunta referente a la comuna donde vivía la persona cuando la persona nació que nos permite identificar esto.

¹⁸Esta manera de controlar por la tendencia es común en la literatura en al que se utiliza alguna reforma de educación como instrumento y se comparan cohortes (por ejemplo en Silles (2009), Parinduri (2015) y

relaciona fuertemente con el estado de salud debido al deterioro natural de la salud con el paso de los años. En este trabajo no fue posible controlar por el ingreso de los individuos debido a que hacerlo introduciría una nueva fuente de endogeneidad a la estimación. Esto ocurre debido a que el nivel de ingresos está correlacionado con las características no observables de los individuos como las preferencias por el futuro o las dotaciones iniciales de salud. Para hacerlo sería necesario un instrumento adicional que no tenemos disponible en estos datos.

La primera etapa busca identificar el efecto de la reforma sobre la educación. Siguiendo la evidencia presentada en la literatura de que el mayor efecto de la reforma fue en la tasa de graduación de educación media, se utiliza una variable indicativa de haber terminado la educación media como medida del nivel de educación. Por lo tanto, la ecuación a estimar para la primera etapa es la siguiente:

$$Media_i = \beta_1 + \beta_2 Exposición_i + \beta_3 Inter_i + \beta_4 X_i + \epsilon_i$$

Donde $Media_i$ corresponde a una variable binaria que toma el valor 1 si es que la persona i terminó cuarto medio, es decir si tiene 12 o más años de escolaridad. La *dummy Exposición_i* corresponde a una set de variables binarias que miden el nivel de exposición a la reforma que tuvo el individuo, e $Inter_i$ corresponde a un set de interacciones entre la zona de residencia y el nivel de exposición a la reforma¹⁹. Finalmente, X_i corresponde al mismo conjunto de instrumentos de la ecuación principal. Los instrumentos excluidos en esta estimación son entonces las *dummies Exposición_i* e $Inter_i$.

Una reforma de esta naturaleza toma tiempo en implementarse y realmente generar cambios, por lo que es esperable que los efectos se vean de manera progresiva en las cohortes, incluso para las que nacieron cuando ya estaba en marcha la reforma. Para incorporar el efecto de progresivo de la reforma sobre la escolaridad se consideran diferentes grados de exposición de los individuos. Estos grados se calculan según la cantidad de años que estuvo en el colegio una vez aplicada la reforma. Específicamente tenemos 3 grupos principales:

- Generaciones anteriores a 1963 que no se vieron afectadas por la reforma de 1981, ya que ese año debían haber finalizado la educación media.
- Generaciones entre 1963 y 1975 que se vieron parcialmente afectadas por la reforma, porque esta se realizó durante su paso por la educación básica o media. Para este grupo la exposición a la reforma es una función creciente con el año de nacimiento.

Arendt (2005)).

¹⁹Se dividen las 15 regiones del país en tres zonas: Norte (I, XV, II,II y IV), Centro (V, XIII, VI, VII) y Sur (VIII, IX, XIV, X, XI, XII).

- Generaciones posteriores a 1975 que se vieron completamente expuestas a la reforma, porque al cumplir los 6 años esta ya estaba siendo implementada. Puede existir aún heterogeneidad dentro de este grupo debido a que la implementación de la reforma es un proceso de largo plazo.

La especificación propuesta nos permite identificar el efecto de la reforma sobre la educación de los individuos, permitiendo efectos heterogéneos del impacto de la reforma entre cohortes y zonas.

La estimación de la segunda etapa no se realiza a través de 2SLS como en un diseño de variables instrumentales típico. Como la variable endógena del modelo es binaria (*dummy* de terminar la media) la estimación por 2SLS no es correcta. Estimar la primera etapa con un probit y la segunda con los valores estimados sería caer en lo que en su libro Angrist y Pischke (2008) llaman *forbidden regression*, ya que la estimación no lineal de la primera etapa no garantiza que los errores sean ortogonales a los de la segunda etapa, sesgando los resultados. Luego, realizamos la estimación del modelo utilizando el método Biprobit debido a que en cada caso tendremos que tanto la variable de resultado como la variable endógena son binarias. Este método permite estimar las dos ecuaciones de manera simultánea por máxima verosimilitud y considerando la naturaleza binaria de las variables. Este método de estimación es más eficiente porque estimar de manera conjunta las dos etapas, pero necesita suponer una distribución conjunta para los errores. Para tener una referencia también se realiza la estimación por mínimos cuadrados ordinarios. La estimación con Biprobit nos permite identificar un LATE (*Local Average Treatment Effect*) ya que vemos el efecto que tiene la educación sobre quienes cambian su comportamiento gracias a la reforma, este punto lo abordaremos más adelante.

Los parámetros de interés de este estudio son los coeficientes de la *dummy* de educación media en la segunda etapa para cada variable de resultado. Estos nos indicarían cómo afecta el hecho de terminar la educación media a cada variable relacionada con el nivel de salud. Si es que la relación es de causalidad, entonces los signos esperados serían positivos para la variable de comportamiento responsable en salud, mientras que se espera que sean negativos para las variables de enfermedad y discapacidad.

3.3. Primera Etapa

Para estimar el efecto que tuvo la reforma de educación sobre la probabilidad de terminar la media, realizaremos cuatro especificaciones diferentes de manera de identificar las diferencias entre las cohortes y las zonas geográficas.

Los resultados de la estimación se muestran en el cuadro 2, donde cada columna muestra una especificación diferente de la primera etapa. La primera corresponde a la estimación donde la variable $Exposicion_i$ es igual a una *dummy* de nacer después de 1975 (*Post Reforma*) y sin interacciones con las zonas geográficas. La segunda columna muestra la misma exposición binaria a la reforma e interacciones con las zonas de tratamiento. En la tercera especificación la variable $Exposicion_i$ se separa en 6 *dummies* de grados de exposición a la reforma (*GradoExpo*), de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$Media_i = \beta_1 + \beta_2 GradoExpo1_i + \dots + \beta_6 GradoExpo5_i + \beta_7 X_i + \epsilon_i$$

Se consideran 6 grados de exposición según los años de escolaridad posteriores a la implementación de la reforma que haya tenido cada individuo. Se omite la variable $GradoExpo0$ que corresponde al nivel de comparación.²⁰ Por último, la cuarta columna expone las estimaciones con 6 grados de exposición e interacciones con zonas.

Los resultados muestran que la mayor parte de los instrumentos son significativos y todos tienen los signos esperados. En las columnas 1 y 2 la variable binaria de haber sido afectado por la reforma toma valores positivos y significativos al 5%, por lo que nacer después de comenzada la reforma aumentó la probabilidad de terminar la media de manera significativa. En la columna 2 vemos que en la zona centro la reforma tiene un impacto similar que en la zona norte (que es la categoría base), mientras que en la zona sur el efecto es menor. En las columnas 3 y 4 vemos que el impacto de la reforma es creciente en los 5–6 grados de exposición, y que para cada grado de exposición el efecto en el centro es más fuerte que en el sur de manera significativa.

El anexo C muestra la estimación de la primera etapa con un modelo probit que considera la naturaleza binaria de la variable de educación. Los resultados son similares a los obtenidos con el modelo lineal, y se presentan los del modelo lineal como es común en la literatura.

²⁰Específicamente *ExpoGrado0*: generaciones con 0 años de escolaridad post reforma, *ExpoGrado1*: generaciones con menos de 5 años de escolaridad post reforma, *ExpoGrado2*: generaciones con entre 6 y 9 años de escolaridad post reforma, *ExpoGrado3*: generaciones con escolaridad completa post reforma, *ExpoGrado4*: generaciones con escolaridad completa post reforma 4 años después de la implementación y *ExpoGrado5*: generaciones con escolaridad completa post reforma 7 años después de la implementación.

Cuadro 2: Estimación Primera Etapa Lineal

Dummy Educación Media	(1)	(2)	(3)	(4)
Post Reforma	0.0164** (0.0075)	0.0308*** (0.0108)		
Interacción Reforma Centro		0.0042 (0.0092)		
Interacción Reforma Sur		-0.0411*** (0.0096)		
Grado de Exposición 1			-0.0102 (0.0076)	0.0250* (0.0132)
Grado de Exposición 2			-0.0041 (0.0139)	0.0404** (0.0179)
Grado de Exposición 3			0.0218 (0.0202)	0.0627*** (0.0242)
Grado de Exposición 4			0.0439* (0.0247)	0.0757*** (0.0289)
Grado de Exposición 5			0.0770*** (0.0283)	0.0911*** (0.0302)
Interacción Centro 1				-0.0090 (0.0125)
Interacción Sur 1				-0.0769*** (0.0127)
Interacción Centro 2				-0.0047 (0.0133)
Interacción Sur 2				-0.1061*** (0.0136)
Interacción Centro 3				-0.0043 (0.0155)
Interacción Sur 3				-0.0978*** (0.0160)
Interacción Centro 4				-0.0011 (0.0175)
Interacción Sur 4				-0.0795*** (0.0182)
Interacción Centro 5				0.0076 (0.0121)
Interacción Sur 5				-0.0442*** (0.0128)
Edad	-0.156*** (0.0206)	-0.155*** (0.0206)	-0.116*** (0.0346)	-0.116*** (0.0346)
Edad2	0.00439*** (0.000717)	0.00437*** (0.000717)	0.00351*** (0.00118)	0.00352*** (0.00117)
Edad3	-5.88e-05*** (1.06e-05)	-5.87e-05*** (1.06e-05)	-5.13e-05*** (1.68e-05)	-5.16e-05*** (1.68e-05)
Edad4	2.93e-07*** (5.67e-08)	2.92e-07*** (5.67e-08)	2.74e-07*** (8.68e-08)	2.76e-07*** (8.66e-08)
Observaciones	132,287	132,287	132,287	132,287
R-cuadrado	0.1603	0.1607	0.1605	0.1625
Estadístico F	1718	1557	1422	997.1

Sólo se presentan los resultados para los instrumentos excluidos y los polinomios de edad.

El grado de exposición base para las columnas 3 y 4 son las cohortes anteriores a 1963.

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

3.4. Validez del Instrumento

Para que el instrumento sea válido este debe ser exógeno y fuerte. En primer lugar es razonable suponer que el instrumento es exógeno, ya que la reforma de educación no depende de características propias de los individuos en la muestra, sino que de las determinaciones de políticas de educación tomadas por el gobierno antes de que naciera la mayor parte de las personas en la muestra. Por lo tanto podemos asumir que nuestro instrumento no está correlacionado con el término de error de la ecuación principal de salud.

La mayor amenaza para una estrategia de variables instrumentales que utiliza una reforma como instrumento es que el instrumento esté relacionado débilmente con la variable endógena, en este caso, con la *dummy* de terminar la enseñanza media. En el cuadro 2 podemos observar que los valores de los estadísticos F de las 4 especificaciones son altos, y al realizar los test de significancia podemos rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes son cero, es decir, rechazamos que los instrumentos utilizados no expliquen la probabilidad de terminar la media.

Realizamos además un test placebo para mostrar que el cambio en la probabilidad de terminar cuarto medio es debido a la reforma y no sólo a la tendencia de aumento en la educación. Realizamos la estimación de la primera etapa con la *dummy* de la reforma real y además la hacemos para *dummies* de reforma en otro año anterior, incluyendo en todas las estimaciones los mismos controles que los utilizados en la estimación de la primera etapa. Realizamos el ejercicio para seis años anteriores a la reforma (reformas falsas para los años 1972 a 1977), omitimos los tres años inmediatamente anteriores a la reforma debido a que el efecto de una reforma como esta no es inmediato y los efectos se confundirían. Los resultados se muestran en el cuadro 3, vemos que los coeficientes estimados para las reformas en años distintos al que realmente ocurrió no son significativos. Estos resultados muestran que efectivamente el efecto de la reforma de educación de 1981 fue sobre las generaciones nacidas después de 1975 y no sobre otras generaciones. Esto respalda la estrategia de identificación que utilizamos en el trabajo. En el anexo D vemos otra manera de hacer el ejercicio de falsificación en que incluimos en cada estimación la reforma real además de la *dummy* de reforma falsa. Comprobamos que los resultados se mantienen, y que la reforma en el año correcto nunca deja de ser significativa.

Esta evidencia nos asegura que estamos en presencia de un instrumento fuerte que nos permitirá identificar efectos de la educación sobre la salud.

Cuadro 3: Ejercicio de Falsificación

Dummy Media	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Post Reforma	0.0164** (0.00752)						
Reforma 1972		-0.00383 (0.00671)					
Reforma 1973			-0.00522 (0.00690)				
Reforma 1974				-0.00672 (0.00716)			
Reforma 1975					-0.00515 (0.00731)		
Reforma 1976						0.00339 (0.00748)	
Reforma 1977							0.00919 (0.00755)
Observaciones	132,287	132,287	132,287	132,287	132,287	132,287	132,287
R-squared	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

4. Estimaciones y Resultados

Se realiza la estimación de la segunda etapa para las variables descritas anteriormente correspondientes a la medida de comportamiento en salud y a las medidas objetivas del estado de salud. Además, en el anexo F se exponen los resultados de la estimación para la variable SRH (salud auto reportada). Como los resultados obtenidos son fuera de lo esperado y no les encontramos explicación lógica, no se incluyen en las conclusiones del trabajo. Estos resultados se presentan en el anexo porque la estimación con SRH es común en la literatura y podrían servir de referencia en futuras investigaciones.

Para analizar los resultados obtenidos en cada una de las estimaciones que se harán a continuación, es importante tener en cuenta que al realizar la estimación por variables instrumentales sólo podemos capturar un efecto local, un LATE (Local Average Treatment Effect). El efecto calculado en cada una de las estimaciones es válido para las personas que cambiaron su comportamiento debido a la reforma. Es decir, aquellos que terminaron la educación media, y que sin la reforma no la habrían terminado. Considerando que la expansión más grande fue la de colegios subvencionados, es esperable que el grupo afectado por la reforma sea mayoritariamente estudiantes de nivel socio económico bajo y de áreas urbanas. Según

Bravo y cols. (2010), la reforma movió alumnos del sector estatal a colegios subvencionados, estos alumnos son los de ingreso medio-alto, liberando vacantes y permitiendo que los de ingresos bajos pudieran terminar sus estudios. Es esperable que sean de zonas urbanas principalmente ya que en las ciudades es donde se construyeron la mayor parte de los colegios nuevos, por lo que es más probable que las personas que hayan vivido en dichas zonas hayan tenido la posibilidad de acceder a educación secundaria.

En todas las estimaciones se incluyen controles por sexo y región que no se muestran en los cuadros, y también un polinomio de cuarto grado de la edad para controlar la tendencia del aumento de educación. Vemos que los coeficientes de todas las potencias de edad son significativos al 1 % en la primera etapa, estos capturan la manera en que crecían los años de educación entre las generaciones previas a la reforma. Además de ver que el polinomio afecte de manera significativa la educación, es necesario probar que el modelo está bien especificado. Para ello realizamos una prueba de robustez del polinomio de edad utilizado para controlar por la tendencia del aumento de la educación. En el anexo E vemos la estimación de la segunda etapa con diferentes polinomios y comprobamos que el resultado no se ve afectado significativamente. Esto indica que la especificación elegida del modelo es correcta.

4.1. Medidas de Comportamiento en Salud

Realizamos la estimación del modelo considerando como variable de resultado una medida de comportamiento responsable en salud. Específicamente, estudiamos el efecto de terminar la educación media sobre una variable que indica si la persona se realizó algún control médico en los últimos tres meses (controles preventivos o de rutina). Esta variable nos dice qué tan responsable es la persona con respecto al cuidado de su salud, ya que es indicativa de controles preventivos principalmente, y no de atenciones médicas por urgencia o enfermedad. Si es que existe una relación causal entre educación y salud a través del cambio en el comportamiento de las personas, entonces esperaríamos que terminar la media aumente la probabilidad de realizar un control médico. Es decir, el coeficiente esperado para la variable de interés es positivo.

Es válido discutir si efectivamente ir a más controles médicos es una buena señal de responsabilidad en salud y si verdaderamente tiene efectos sobre la salud. Considerando que el gasto “de bolsillo” en salud en Chile es el tercero más alto entre los países de la OCDE (corresponde a un tercio del gasto total en este ámbito)²¹, es sensato creer que la asistencia a éstos es por necesidad, y no por exageración o gusto de las personas. Así, de ahora en

²¹OECD. (2015)

adelante se supondrá que los controles de salud son un buen indicio de ser responsable con el cuidado de la salud.

Cuadro 4: Estimación con Medidas Comportamiento Salud

Variable Dependiente: Dummy Controles de Salud					
Modelo	MCO	Biprobit			
Especificación	-	(1)	(2)	(3)	(4)
Dummy Educ. Media	-0.0328*** (0.0022)	0.1544*** (0.0208)	0.1558*** (0.0207)	0.1502*** (0.0215)	0.1349*** (0.0224)
Edad	0.0397** (0.0165)	0.0455** (0.0180)	0.0458** (0.0180)	0.0458** (0.0181)	0.0434** (0.0181)
Dummy Hombre	-0.1280*** (0.0020)	-0.1276*** (0.0022)	-0.1275*** (0.0022)	-0.1277*** (0.0022)	-0.1282*** (0.0021)
Observaciones	132,227	132,227	132,227	132,227	132,227
<i>Variables Instrumentales</i>					
Dummy Reforma	-	Sí	Sí	No	No
Interacciones Reforma	-	No	Sí	No	No
Grados de Exposición	-	No	No	Sí	Sí
Interacciones Grados Exp.	-	No	No	No	Sí

Sólo se muestran algunas variables, se omiten las *dummies* de regiones y polinomios de edad.

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

En el cuadro 4 vemos los resultados de la estimación. Observamos que el coeficiente estimado por MCO es negativo y significativo, lo que indicaría que terminar la media disminuye en un 3% la probabilidad de realizarse algún control médico. Sin embargo, al estimar por Biprobit, instrumentando la *dummy* de media con la reforma, las 4 especificaciones muestran un coeficiente de mayor magnitud, positivo y significativo. El coeficiente estimado es estable a las diferentes especificaciones e indica un aumento de 15 puntos porcentuales en la probabilidad de haberse hecho un control médico en los últimos 3 meses desde el momento en que se realizó la encuesta. En el cuadro también observamos que con el aumento de la edad, la probabilidad de realizarse algún control médico aumenta en un 4 puntos porcentuales, esto es esperable debido a que el deterioro de la salud con el tiempo puede implicar que sean necesarios más controles. También vemos que para los hombres es 12 puntos porcentuales menos probable haberse hecho algún chequeo, esto podríamos atribuirlo a que los hombres en general tienen una mejor percepción de su salud²² y por lo tanto podrían darle menos

²²Ver cuadro de estadística descriptiva en la sección 3

importancia a controles médicos.

Los resultados anteriores favorecen la hipótesis de que existe un efecto causal de la educación sobre la salud, ya que las personas más educadas se realizan más controles médicos y por lo tanto previenen más posibles enfermedades o problemas de salud, o controlan de mejor manera las condiciones de larga duración (con controles de enfermedades crónicas). Estos resultados también son evidencia de que un canal de transmisión para el efecto de la educación sobre la salud, es la responsabilidad en el cuidado de la misma. Es decir, que las personas más educadas tienen mejor estado de salud porque en los años de escolaridad aprendieron cómo cuidar de esta, adquirieron herramientas para entender las amenazas a la salud y prevenirlas, o aprendieron la importancia del cuidado de la salud.

El efecto de la educación sobre los controles médicos es importante debido a que sólo cerca de un 20% de la muestra total se había hecho chequeos médicos durante el periodo preguntado. Entonces, que terminar la educación media aumente en 15 puntos porcentuales la probabilidad de hacerse un control es un efecto muy grande y significativo. En otros estudios que han analizado variables de comportamiento en materia de salud se obtienen resultados variados en magnitud y significancia. Parinduri (2015) encuentra efectos positivos para la salud, pero que no son significativos al analizar medidas de sobrepeso, obesidad, fumar y alimentación saludable. Arendt (2005) encuentra efectos positivos de la educación sobre tener un IMC en un rango saludable y nunca haber fumado. Los resultados del trabajo de Spasojevic (2010) muestran un aumento significativo cercano a 11% en la probabilidad de tener un IMC saludable. Por último, Kenkel (1991) estudia el impacto sobre consumo de alcohol, cigarrillos y la realización de ejercicio. Encuentra efectos significativos en la reducción del consumo de alcohol en exceso y en los cigarrillos fumados y un aumento del ejercicio realizado, aún después de controlar por información con respecto a la salud. Los resultados obtenidos en este trabajo son muy fuertes respecto a los de otros estudios, pero hay evidencia anterior que va en la misma dirección que la encontrada para Chile.

Para comprobar que efectivamente el canal de transmisión es el cuidado de la salud sería necesario medir el impacto de la educación sobre otras medidas de comportamiento en materia de salud con datos chilenos. Primero, ver el efecto sobre indicadores de que la persona lleva una vida saludable con datos de hábitos alimenticios, indicadores de ejercicio semanal o el IMC. Segundo, testear el efecto de la educación sobre la realización de exámenes preventivos como los de cáncer de mama y próstata²³, o vacunas que no son obligatorias.

²³En la base de datos hay una variable que indica si las mujeres se han hecho el Papanicolau, para prevenir cáncer de útero, pero la estrategia de estimación no nos permite identificar el efecto de la educación sobre esta variable debido a que no teníamos personas afectadas por la reforma que tuvieran la edad a la que es recomendable comenzar con este examen.

Estas extensiones del estudio no pudieron ser realizadas por limitaciones de la base de datos disponible, y escapan del alcance de esta investigación. De todas maneras, los resultados obtenidos son una primera aproximación al canal de transmisión y nos dan una luz clara de que la responsabilidad en el cuidado de la salud es un factor esencial.

4.2. Medidas Objetivas de Salud

Realizamos la estimación del modelo considerando como variable de resultado medidas objetivas del nivel de salud. Las variables incluidas son 2, una *dummy* que indica si la persona estuvo en tratamiento por alguna enfermedad el último año, y una *dummy* que indica si la persona tiene algún grado de discapacidad.

En ambas medidas de salud tenemos un componente aleatorio y uno ambiental. Es decir, todas los problemas de salud dependen tanto de factores genéticos y de ‘suerte’ (componente aleatorio), como de factores de exposición a riesgo, preocupación por la salud, prevención y tratamiento adecuado de los problemas de salud (componente ambiental). El segundo componente es el que las personas pueden manejar para evitar problemas de salud, y son estos factores los que la educación debería alterar en caso de que exista causalidad en la relación. La estrategia de identificación que utilizamos nos permite capturar este efecto debido a que el componente aleatorio no tendría por qué estar relacionado con la reforma de educación que utilizamos como instrumento.

Primero estimamos el efecto de terminar la educación media sobre la probabilidad de haber tenido alguna enfermedad durante el último año al momento de realizar la encuesta. Como la variable dependiente es un indicio de un mal estado de salud, el signo esperado para el coeficiente de terminar la educación media es negativo. Para la probabilidad de haber tenido alguna de las enfermedades es más importante el componente ambiental que el aleatorio, ya que las personas tienen más herramientas para prevenir enfermedades que discapacidades.

En el cuadro 5 se exponen los resultados de la estimación. Vemos que el coeficiente estimado por MCO es negativo y significativo, lo que indicaría que más educación implica menor probabilidad de estar enfermo. Al corregir la endogeneidad del modelo con el instrumento para educación, el coeficiente sigue siendo negativo en todas las especificaciones del modelo, pero no es estable y pierde la significancia en dos de ellas. Vemos que la magnitud del efecto estimado aumenta en las tres primeras especificaciones respecto a la estimación por MCO, mientras que en la cuarta se reduce. Las estimaciones 1 y 3 entregan resultados significativos que indicarían que terminar la educación media reduce la probabilidad de padecer alguna enfermedad en al rededor de un 8%, sin embargo las estimaciones 2 y 4 indicarían que el

efecto es más pequeño y no significativo. Por lo tanto, los resultados indicarían que terminar la enseñanza media tiene un impacto negativo sobre la probabilidad de tener alguna enfermedad, pero que esta relación no parece ser tan fuerte ya que no es robusta a las diferentes especificaciones del modelo.

Cuadro 5: Estimación con Medida de Enfermedad

Variable Dependiente: Dummy Enfermedad					
Modelo	MCO		Biprobit		
Especificación	-	(1)	(2)	(3)	(4)
Dummy Educ. Media	-0.0249*** (0.0021)	-0.0784** (0.0365)	-0.0491 (0.0324)	-0.0922** (0.0376)	-0.0200 (0.0255)
Edad	0.0644*** (0.0156)	0.0106 (0.0191)	0.0147 (0.0191)	0.0076 (0.0193)	0.0192 (0.0191)
Dummy Hombre	-0.0935*** (0.0020)	-0.0943*** (0.0020)	-0.0941*** (0.0020)	-0.0944*** (0.0020)	-0.0938*** (0.0020)
Observaciones	131,323	131,323	131,323	131,323	131,323
<i>Variables Instrumentales</i>					
Dummy Reforma	-	Sí	Sí	No	No
Interacciones Reforma	-	No	Sí	No	No
Grados de Exposición	-	No	No	Sí	Sí
Interacciones Grados Exp.	-	No	No	No	Sí

Sólo se muestran algunas variables, se omiten las *dummies* de regiones y polinomios de edad.

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

En segundo lugar, estimamos el efecto de la educación sobre la probabilidad de tener algún nivel de discapacidad. La encuesta incluye una variable que indica el nivel de discapacidad a partir de la que generamos una variable binaria de tener algún nivel de discapacidad. Esta medida es indicativa de un nivel de salud pobre por lo que, al igual que en el caso anterior, esperamos que el coeficiente para la variable de educación sea negativo. Presentar alguna discapacidad depende en menor medida de factores ambientales, pero a pesar de ello en algunos casos hay acciones que las personas pueden tomar para prevenirlas. El origen más recurrente para las discapacidades presentes en la encuesta son enfermedades, que representan cerca de un 56% de las causas. Esto parece indicar que existe un factor ambiental que juega un rol importante en la probabilidad de tener alguna discapacidad.

Cuadro 6: Origen de las Discapacidades

Origen Discapacidad	Frecuencia	Porcentaje
De Nacimiento	5013	20,9 %
Por Enfermedad	13377	55,8 %
Por Accidente	2391	10,0 %
Otro	3201	13,3 %
Total	23982	100 %

Notas: El cuadro muestra la distribución de los orígenes del total de discapacidades en la muestra. Hay personas que presentan más de una condición y estas están consideradas por separado.

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN 2009.

Vemos los resultados de la estimación en el cuadro 7 que indican que terminar la enseñanza media tiene un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de tener algún nivel de discapacidad, tanto en la estimación por MCO como en la que corrige la endogeneidad de la variable de educación con la reforma como instrumento. El impacto de la educación es una reducción cercana a 5 puntos porcentuales de la probabilidad de tener algún nivel de discapacidad. Este resultado es estable a las distintas especificaciones del instrumento utilizadas, por lo que es evidencia de que la relación es causal y es fuerte. Menos de un 10 % de la muestra presenta alguna discapacidad, por lo que una disminución de 5 puntos porcentuales es significativa.

Considerando que padecer de alguna enfermedad depende más de factores ambientales que presentar alguna discapacidad, deberíamos observar un efecto mayor sobre la variable de enfermedad que sobre la de discapacidad. La evidencia presentada no es clara en este ámbito, pues si bien el efecto estimado para la *dummy* de enfermedad es más grande (para las especificaciones en las que era significativo), este resultado no es robusto como el de *dummy* de discapacidad. Para esclarecer este punto sería necesario realizar pruebas con más datos que indiquen si el efecto estimado sobre variables de enfermedad es causal y en qué magnitud.

Cuadro 7: Estimación con Medida de Discapacidad

Variable Dependiente: Dummy Discapacidad					
Modelo	MCO		Biprobit		
Especificación	-	(1)	(2)	(3)	(4)
Dummy Educ. Media	-0.0528*** (0.0016)	-0.0501*** (0.0104)	-0.0467*** (0.0105)	-0.0497*** (0.0104)	-0.0401*** (0.0106)
Edad	0.0819*** (0.0128)	0.0349** (0.0140)	0.0355** (0.0140)	0.0351** (0.0140)	0.0370*** (0.0141)
Dummy Hombre	-0.0053*** (0.0016)	-0.0046*** (0.0016)	-0.0046*** (0.0016)	-0.0046*** (0.0016)	-0.0045*** (0.0016)
Observaciones	132,287	132,287	132,287	132,287	132,287
<i>Variables Instrumentales</i>					
Dummy Reforma	-	Sí	Sí	No	No
Interacciones Reforma	-	No	Sí	No	No
Grados de Exposición	-	No	No	Sí	Sí
Interacciones Grados Exp.	-	No	No	No	Sí

Sólo se muestran algunas variables, se omiten las *dummies* de regiones y polinomios de edad.

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

Trabajos anteriores que estudian el efecto de la educación sobre medidas objetivas del estado de salud obtienen variados resultados. Groot y van den Brink (2007) estiman el efecto sobre en la prevalencia de 21 diferentes enfermedades y discapacidades. Separan por sexo y obtienen que para las mujeres sólo en 7 casos los coeficientes estimados para educación son significativos, y para los hombres en 12 casos. El impacto de la educación sobre estas medidas de salud no parece ser importante, ya que todos los efectos estimados son menores que 1 %. Adams (2002) encuentra un efecto positivo y significativo sobre la capacidad de realizar algunas actividades que requieren esfuerzo físico. Nuevamente el efecto estimado con variables instrumentales es pequeño para las diferentes medidas, al rededor de un 1 %. Los resultados de Arkes (2003) muestran que un año más de educación reduce significativamente en 2,6 % la probabilidad de tener alguna condición que limite la capacidad de trabajar (enfermedad de larga duración o discapacidad). Sin embargo, al corregir la endogeneidad no encuentra efectos significativos sobre tener problemas de movilidad. También Parinduri (2015) estudia el efecto sobre medidas objetivas como tener hipertensión, alguna enfermedad crónica y discapacidad, y no encuentra efectos significativos. Vemos que los resultados obtenidos en el presente estudio son de mayor magnitud y más robustos para la variable

de discapacidad, que investigaciones anteriores. También notamos que los resultados para la variable de enfermedad no son tan sorprendentes considerando los resultados de trabajos anteriores.

A pesar de que el instrumento utilizado es válido, al utilizarlo la manera en que reacciona el coeficiente de interés es diferente en las estimaciones realizadas. Al corregir la endogeneidad presente en la estimación, el coeficiente para la *dummy* de educación media crece en el caso de los controles de salud y de enfermedad (con respecto al coeficiente estimado por MCO), pasando a ser positivo en el primer caso. En cambio, para la estimación con la variable de discapacidad este coeficiente disminuye. Lo anterior indicaría que la endogeneidad sesga hacia abajo la estimación para las dos primeras variables, y para arriba la última. Es importante considerar este punto que podría indicar una debilidad en la estimación realizada, o ser la manera en que realmente la educación genera sesgos en las variables consideradas. Por lo tanto, es necesario tener en cuenta este fenómeno, e interpretar de manera cuidadosa los resultados.

Los resultados obtenidos a partir de las medidas objetivas de salud expuestas serían indicativos de una relación positiva y causal entre educación y salud. Sin embargo, hay que interpretar cuidadosamente estos resultados. Para poder afirmar con seguridad que la relación es causal es necesaria más evidencia que permita ahondar más en la relación entre educación y salud. Para ello sería necesario estimar el efecto de haber recibido más educación sobre otros indicadores del estado de la salud de las personas, medidas más generales como SRH y también más específicas como datos de exámenes físicos²⁴. Este trabajo presenta una primera aproximación al asunto que da evidencia positiva para la población adulta chilena.

5. Conclusiones

Existe amplia evidencia de que existe una relación entre educación y salud, sin embargo pocos estudios son capaces de demostrar que esta relación es causal. El problema de identificación existe porque hay variables inobservables que correlacionan tanto con el nivel de educación como con el estado de salud. Estas variables sesgan las estimaciones por MCO, impidiendo identificar si el efecto es causal. Este trabajo indaga en el efecto que tiene la educación sobre el estado de salud de la población adulta chilena, y a través del uso de variables instrumentales se busca verificar si existe causalidad. La solución al problema de identificación es estimar primero el efecto de la reforma educacional de 1981 sobre la probabilidad de

²⁴Para la variable SRH se realizó el análisis y los resultados se discuten en el anexo, ya que no hubo manera de interpretarlos de manera lógica. En la base de datos no teníamos disponibles más información objetiva acerca del estado de la salud.

terminar la educación media, para luego estimar el efecto de la educación sobre las variables de salud. La mayor parte de la evidencia en esta materia se concentra para datos de países desarrollados, por lo que este estudio busca también estudiar si existe alguna diferencia en el caso de un país en vías de desarrollo donde los estándares de los sistemas de educación y salud son mucho más bajos a los de países desarrollados.

Los resultados de las estimaciones muestran que terminar la educación media tiene un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de realizarse controles médicos. Aumenta en un 15 puntos porcentuales la probabilidad de hacerse un control médico, lo que es significativo si consideramos que del total de la población sólo un 19% se realizó alguno. Este resultado muestra que el mecanismo a través del cual la educación afecta a la salud es la responsabilidad del cuidado de la salud de quienes se educan más. Las personas más educadas serían más conscientes de la importancia de cuidar su salud y por lo tanto tendrían un mejor estado de la salud. Los resultados también muestran que el efecto de la educación sobre las medidas objetivas de salud es negativo, lo que significa que más años de educación significan menor probabilidad de padecer de alguna enfermedad o tener alguna discapacidad. Este resultado es robusto y significativo para el caso de las discapacidades, pero es más débil para la variable de enfermedad (que sólo es significativa en 2 de las especificaciones con IV). En general, los resultados del estudio evidencian que terminar la enseñanza media tiene un efecto causal y positivo sobre el estado de salud de las personas.

Los resultados encontrados difieren de la mayoría de la literatura que no encuentra efectos significativos al realizar alguna corrección a la endogeneidad del problema. La diferencia en la significancia de los resultados podría deberse principalmente a que el instrumento utilizado en este estudio es fuerte, a diferencia de muchos estudios que tienen problemas de instrumentos débiles. Esta diferencia también podría surgir porque los sistemas de salud para los que se muestra la evidencia son distintos. Chile presenta índices de desigualdad más altos que el resto de los países, por lo que terminar la educación media podría permitir el acceso a las personas a mejor sistema de salud y eso marcar de manera significativa la diferencia. Sin embargo, los resultados obtenidos por Parinduri (2015) para Indonesia no son significativos, a pesar de utilizar datos para un país en vías de desarrollo como Chile. Por lo tanto, al parecer el uso de un instrumento fuerte es lo que permite identificar el efecto causal en este estudio.

La investigación realizada es la primera aproximación al tema en Chile. Esta evidencia inicial a favor de que la relación es causal se debe complementar con nuevas investigaciones de otras medidas del nivel de salud de las personas y otros mecanismos a través de los cuáles la educación juega un rol en determinar el nivel de salud. Las pruebas con estas medidas

quedan fuera del alcance de este estudio, y se quedan pendientes para futuras investigaciones. Contando con evidencia más amplia se podrá asegurar con mayor seguridad que la relación es efectivamente positiva y causal para poder realizar recomendaciones de políticas públicas en la materia.

Referencias

- Acheson, S. D. (1998). *Independent inquiry into inequalities in health: report*. Stationery Office.
- Adams, S. J. (2002). Educational attainment and health: Evidence from a sample of older adults. *Education Economics*, 10(1), 97–109.
- Angrist, J. D., y Krueger, A. B. (1990). *Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?* (Inf. Téc.). National Bureau of Economic Research.
- Angrist, J. D., y Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Arendt, J. N. (2005). Does education cause better health? a panel data analysis using school reforms for identification. *Economics of Education review*, 24(2), 149–160.
- Arkes, J. (2003). Does schooling improve adult health?
- Becerril-Montekio, V., Reyes, J. d. D., y Manuel, A. (2011). Sistema de salud de chile. *Salud pública de México*, 53, s132–s142.
- Behrman, J. R., y Wolfe, B. L. (1989). Does more schooling make women better nourished and healthier? adult sibling random and fixed effects estimates for nicaragua. *Journal of Human Resources*, 644–663.
- Berger, M. C., y Leigh, J. P. (1989). Schooling, self-selection, and health. *Journal of Human Resources*, 433–455.
- Bravo, D., Mukhopadhyay, S., y Todd, P. E. (2010). Effects of school reform on education and labor market performance: Evidence from chile's universal voucher system. *Quantitative economics*, 1(1), 47–95.
- Butler, J., Burkhauser, R. V., Mitchell, J. M., y Pincus, T. P. (1987). Measurement error in self-reported health variables. *The Review of Economics and Statistics*, 644–650.
- Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. *Handbook of labor economics*, 3, 1801–1863.
- Case, A., y Deaton, A. (2003). *Consumption, health, gender, and poverty* (Vol. 3020). World Bank Publications.
- Contreras, D. (2001). *Evaluating a voucher system in chile: Individual, family and school characteristics*. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Departamento de Economía.
- Cunha, F., y Heckman, J. (2007). *The technology of skill formation* (Inf. Téc.). National Bureau of Economic Research.
- Cunha, F., Heckman, J. J., Lochner, L., y Masterov, D. V. (2006). Interpreting the evidence on life cycle skill formation. *Handbook of the Economics of Education*, 1, 697–812.

- De la Barra, P. (2014). *Efecto de la educación en comportamiento de toma de deuda: evidencia para Chile* (Tesis de Master no publicada). IE - PUC.
- Dufló, E. (2000). *Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment* (Inf. Téc.). National Bureau of Economic Research.
- Ffrench-Davis, R. (2003). *Entre el neoliberalismo y el crecimiento con equidad: tres décadas de política económica en Chile*. JC Sáez Editor.
- Fuchs, V. R. (1980). *Time preference and health: an exploratory study*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- García, R. (2012). *El efecto de la educación en la participación en el mercado financiero: Evidencia para Chile* (Tesis de Master no publicada). IE - PUC.
- Groot, W. (2000). Adaptation and scale of reference bias in self-assessments of quality of life. *Journal of health economics*, 19(3), 403–420.
- Groot, W., y van den Brink, H. M. (2007). The health effects of education. *Economics of Education Review*, 26(2), 186–200.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *The journal of political economy*, 223–255.
- Grossman, M. (2000). The human capital model. *Handbook of health economics*, 1, 347–408.
- Grossman, M., y Kaestner, R. (1997). Effects of education on health. *The social benefits of education*, 12, 69.
- Heckman, J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. En *Annals of economic and social measurement, volume 5, number 4* (pp. 475–492). NBER.
- Heckman, J. J. (1977). *Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Idler, E. L., y Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of health and social behavior*, 21–37.
- Kenkel, D. S. (1991). Health behavior, health knowledge, and schooling. *Journal of Political Economy*, 287–305.
- Kerkhofs, M., y Lindeboom, M. (1995). Subjective health measures and state dependent reporting errors. *Health economics*, 4(3), 221–235.
- Lederbogen, F., Kirsch, P., Haddad, L., Streit, F., Tost, H., Schuch, P., ... others (2011). City living and urban upbringing affect neural social stress processing in humans. *Nature*, 474(7352), 498–501.
- Lleras-Muney, A. (2005). The relationship between education and adult mortality in the

- united states. *The Review of Economic Studies*, 72(1), 189–221.
- Mizala, A., y Romaguera, P. (1998). School achievement and decentralization policy: The chilean case. *Serie de Economía de Documentos de Trabajo del CEA*, 36.
- Mossey, J. M., y Shapiro, E. (1982). Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly. *American journal of public health*, 72(8), 800–808.
- Murray, C. J., Tandon, A., Salomon, J. A., Mathers, C. D., y Sadana, R. (2002). Cross-population comparability of evidence for health policy. *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism*, 705–713.
- OECD. (2015). Health at a glance.
- Pappas, G., Queen, S., Hadden, W., y Fisher, G. (1993). The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the united states, 1960 and 1986. *New England Journal of Medicine*, 329(2), 103–109.
- Parinduri, R. (2015). Education does not seem to improve health: Evidence from indonesia.
- Patrinos, H. A., y Sakellariou, C. (2011). Quality of schooling, returns to schooling and the 1981 vouchers reform in chile. *World Development*, 39(12), 2245–2256.
- Pinquart, M., y Sörensen, S. (2000). Influences of socioeconomic status, social network, and competence on subjective well-being in later life: a meta-analysis. *Psychology and aging*, 15(2), 187.
- Rau, T. (2013). Modeling structural equations with endogenous regressors and heterogeneity through derivative constraints. *Quantitative Economics*, 4(1), 125–148.
- Rosenzweig, M. R., y Schultz, T. P. (1983). Estimating a household production function: Heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight. *The Journal of Political Economy*, 723–746.
- Sadana, R. (2000). Measuring reproductive health: review of community-based approaches to assessing morbidity. *Bulletin of the World Health Organization*, 78(5), 640–654.
- Silles, M. A. (2009). The causal effect of education on health: Evidence from the united kingdom. *Economics of Education Review*, 28(1), 122–128.
- Spasojevic, J. (2010). Effects of education on adult health in sweden: Results from a natural experiment. *Current Issues in Health Economics (Contributions to Economic Analysis, Volume 290)*, Emerald Group Publishing Limited, 179–199.
- Winkleby, M. A., Jatulis, D. E., Frank, E., y Fortmann, S. P. (1992). Socioeconomic status and health: how education, income, and occupation contribute to risk factors for cardiovascular disease. *American journal of public health*, 82(6), 816–820.

Anexos

A. Detalle Controles de Salud CASEN

El siguiente cuadro muestra los diferentes controles de salud por los que se pregunta en la encuesta CASEN 2009, y la cantidad de personas que se hicieron cada uno de ellos en la muestra seleccionada para este trabajo.

Cuadro 8: Controles de Salud

Tipo de Control	Frecuencia	%
Control de Embarazo	774	3,01
Control de Crónico	13.346	51,97
Control Ginecológico	2.570	10,01
Control Preventivo Adulto y Adulto Mayor	3.852	15,00
Control Dental	331	1,29
Otro control	4.565	17,78
No sabe/no recuerda	242	0,94
Total	25.680	100,00

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN 2009.

B. Detalle Enfermedades CASEN

A continuación se presenta el detalle de la pregunta S26 de la encuesta CASEN 2009.

“Durante los últimos 12 meses ¿Ha estado en tratamiento por alguna de las siguientes enfermedades?”

1. Sí, Hipertensión arterial
2. Sí, Infección respiratoria aguda
3. Sí, Urgencia odontológica
4. Sí, Diabetes
5. Sí, Depresión
6. Sí, Vicio refracción
7. Sí, Salud Oral Integral aguda
8. Sí, Infarto agudo al miocardio
9. Sí, Cataratas
10. Sí, Prótesis o ayudas técnicas (Ortesis)
11. Sí, Neumonía

12. Sí, Enfermedad pulmonar obstructiva crónica
13. Sí, Leucemia
14. Sí, Asma
15. Sí, Cáncer gástrico
16. Sí, Cáncer cérvico uterino
17. Sí, Cáncer de mama
18. Sí, Cáncer de testículo
19. Sí, Cáncer de próstata
20. Sí, Colectomía preventiva
21. Sí, Insuficiencia renal crónica Terminal
22. No ha estado en tratamiento por ninguna de las enfermedades
99. No sabe/no recuerda

C. Primera Etapa Probit

Cuadro 9: Estimación Primera Etapa Probit

Dummy Educación Media	(1)	(2)	(3)	(4)
Post Reforma	0.0132*	0.0211**		
	(0.0068)	(0.0102)		
Interacción Reforma Centro		0.0101		
		(0.0090)		
Interacción Reforma Sur		-0.0314***		
		(0.0092)		
Grado de Exposición 1			-0.0092	0.0167
			(0.0070)	(0.0118)
Grado de Exposición 2			-0.0012	0.0300*
			(0.0125)	(0.0160)
Grado de Exposición 3			0.0230	0.0508**
			(0.0183)	(0.0218)
Grado de Exposición 4			0.0420*	0.0625**
			(0.0224)	(0.0265)
Grado de Exposición 5			0.0719***	0.0776***
			(0.0259)	(0.0282)
Interacción Centro 1				-0.0062
				(0.0111)
Interacción Sur 1				-0.0592***
				(0.0114)
Interacción Centro 2				-0.0004
				(0.0118)
Interacción Sur 2				-0.0802***
				(0.0121)
Interacción Centro 3				0.0010
				(0.0140)
Interacción Sur 3				-0.0731***
				(0.0143)
Interacción Centro 4				0.0049
				(0.0165)
Interacción Sur 4				-0.0602***
				(0.0169)
Interacción Centro 5				0.0171
				(0.0128)
Interacción Sur 5				-0.0382***
				(0.0131)
Observaciones	132,287	132,287	132,287	132,287

Nota: Sólo se presentan los resultados para los instrumentos excluidos. El grado de exposición base para las columnas 3 y 4 son las cohortes anteriores a 1963.

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

D. Ejercicio de Falsificación Alternativo

En el siguiente cuadro vemos que en las 6 estimaciones realizadas el coeficiente para el efecto de la reforma en el año en que realmente ocurrió es significativo y estable. Además vemos que los coeficientes estimados para las reformas en años distintos al que realmente ocurrió no son significativos. Esto ratifica que el instrumento utilizado en este trabajo es fuerte para identificar un cambio en la probabilidad de terminar la media en quienes estuvieron afectados a la reforma.

Cuadro 10: Ejercicio de Falsificación Alternativo

Dummy Media	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Post Reforma	0.0164** (0.00752)	0.0178** (0.00831)	0.0171** (0.00830)	0.0162** (0.00815)	0.0166** (0.00796)	0.0180** (0.00766)	0.0173** (0.00753)
Reforma 1972		0.00286 (0.00741)					
Reforma 1973			0.00146 (0.00761)				
Reforma 1974				-0.000601 (0.00776)			
Reforma 1975					0.000436 (0.00774)		
Reforma 1976						0.00729 (0.00761)	
Reforma 1977							0.0106 (0.00756)
Observaciones	132,287	132,287	132,287	132,287	132,287	132,287	132,287
R-squared	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160	0.160

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

E. Prueba de Robustez de la Especificación

Para comprobar que efectivamente los resultados no están sesgados debido a un error en la especificación del polinomio de edad incluido, realizamos la estimación de la segunda etapa para la variable SRH con diferentes polinomios de edad. Los resultados en el cuadro muestran que los coeficientes para la educación media no son sensibles a este cambio. Por lo tanto, aseguramos que el polinomio de edad utilizado no sesga los resultados.

Cuadro 11: Estimación Segunda Etapa Diferentes Polinomios Edad

Modelo	-	(1)	(2)	(3)	(4)
Polinomio Grado 5	MCO		Treatment Effects Model		
Dummy Educ. Media	0.3175*** (0.0073)	-1.3116*** (0.0197)	-1.3079*** (0.0198)	-1.3118*** (0.0197)	-1.2971*** (0.0200)
Edad	-0.6766*** (0.2465)	0.1719 (0.3004)	0.1700 (0.3002)	0.1721 (0.3004)	0.1644 (0.2997)
Dummy Hombre	0.2372*** (0.0067)	0.2200*** (0.0079)	0.2201*** (0.0078)	0.2200*** (0.0079)	0.2202*** (0.0078)
Polinomio Grado 4	MCO		Treatment Effects Model		
Dummy Educ. Media	0.3171*** (0.0073)	-1.3126*** (0.0197)	-1.3089*** (0.0198)	-1.3115*** (0.0198)	-1.2967*** (0.0200)
Edad	-0.0055 (0.0531)	-0.2389*** (0.0646)	-0.2383*** (0.0645)	-0.2387*** (0.0646)	-0.2366*** (0.0644)
Dummy Hombre	0.2371*** (0.0067)	0.2200*** (0.0079)	0.2201*** (0.0078)	0.2201*** (0.0079)	0.2202*** (0.0078)
Polinomio Grado 3	MCO		Treatment Effects Model		
Dummy Educ. Media	0.3173*** (0.0073)	-1.3125*** (0.0197)	-1.3088*** (0.0198)	-1.3109*** (0.0198)	-1.2961*** (0.0200)
Edad	0.1267*** (0.0107)	0.0363*** (0.0130)	0.0365*** (0.0130)	0.0364*** (0.0130)	0.0372*** (0.0129)
Dummy Hombre	0.2372*** (0.0067)	0.2202*** (0.0079)	0.2202*** (0.0078)	0.2202*** (0.0079)	0.2204*** (0.0078)
Polinomio Grado 2	MCO		Treatment Effects Model		
Dummy Educ. Media	0.3154*** (0.0073)	-1.3260*** (0.0195)	-1.3224*** (0.0196)	-1.3203*** (0.0195)	-1.3058*** (0.0198)
Edad	-0.0139*** (0.0019)	-0.0569*** (0.0023)	-0.0568*** (0.0023)	-0.0567*** (0.0023)	-0.0563*** (0.0023)
Dummy Hombre	0.2364*** (0.0067)	0.2195*** (0.0079)	0.2196*** (0.0079)	0.2196*** (0.0079)	0.2197*** (0.0078)
Observaciones	131,816	131,816	131,816	131,816	131,816
R-squared	0.1240				

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

F. Estimación utilizando SRH

En esta sección realizaremos la estimación con la variable dependiente SRH, que es una medida subjetiva del nivel de salud. Esta medida corresponde a una pregunta de la encuesta que hace a las personas evaluar su estado de salud de manera general en una escala del 1 al 7, donde 1 es muy malo y 7 es muy bueno.

El uso de SRH como una medida del nivel de salud tiene aspectos tanto positivos como negativos. Por una parte Case y Deaton (2003) resalta que a pesar de no ser una medida objetiva, SRH puede incluir variables que no se detectan con exámenes médicos (por ejemplo una depresión severa). El autor argumenta que SRH presenta un buen resumen del estado de la salud de la persona, y es además una medida de bajo costo comparada con otras posibles medidas de salud más objetivas. Además, el trabajo de Idler y Benyamini (1997) muestran que esta variables capaz de predecir la mortalidad de las personas varios años después de haber hecho la encuesta. Más aún, Mossey y Shapiro (1982) muestran que SRH es un mejor predictor de mortalidad que medidas objetivas de salud. Las desventajas del uso de SRH las discutiremos más adelante.

Como la variable endógena es binaria pero la dependiente no, siguiendo a Heckman (1976, 1977) realizamos la estimación utilizando *Treatment - Effects Models* que estima las dos etapas por máxima verosimilitud, asumiendo normalidad bivariada de los errores. Este método de estimación permite capturar el *Average Treatment Effect* (ATE) de haber terminado la media sobre el nivel de salud reportado. El parámetro de interés es el coeficiente de la *dummy* de educación media, que esperamos sea positivo, ya que SRH es creciente en nivel de salud.

El cuadro 12 muestra que la estimación por MCO indica un efecto positivo y significativo de terminar la educación media sobre el nivel de salud reportado. Sin embargo, al corregir la endogeneidad usando la exposición a la reforma como instrumento, los coeficientes son negativos, de gran magnitud y significativos. Este resultado es estable para las 4 especificaciones e indicaría que terminar la media disminuye en más de un nivel el reporte de salud²⁵. En el cuadro también podemos ver que el efecto de la edad sobre SRH es negativo, y que ser hombre tiene impacto positivo. Estos últimos resultados son esperables y robustos a las diferentes especificaciones del instrumento.

La correlación entre los términos de error de las dos etapas del Treatment Effect Model es positiva (ρ y σ estimados son positivos en todas las especificaciones). Según lo discutido en la sección 2, esta evidencia no nos permite concluir cuál de las dos hipótesis

²⁵Entre los 7 niveles que considera la pregunta de SRH.

acerca de las variables omitidas se cumple con mayor certeza, ya que en ambas hipótesis una relación positiva entre los términos de error puede ser esperable²⁶.

Cuadro 12: Estimación Segunda Etapa

Variable Dependiente: SRH					
Modelo	MCO	Treatment Effect Model			
Especificación	-	(1)	(2)	(3)	(4)
Dummy Educ. Media	0.3171*** (0.0073)	-1.3126*** (0.0197)	-1.3089*** (0.0198)	-1.3115*** (0.0198)	-1.2967*** (0.0200)
Edad	-0.0055 (0.0531)	-0.2389*** (0.0646)	-0.2383*** (0.0645)	-0.2387*** (0.0646)	-0.2366*** (0.0644)
Dummy Hombre	0.2371*** (0.0067)	0.2200*** (0.0079)	0.2201*** (0.0078)	0.2201*** (0.0079)	0.2202*** (0.0078)
Observaciones	131,816	131,816	131,816	131,816	131,816
rho	-	0.8544*** (0.0108)	0.8525*** (0.0109)	0.8539*** (0.0108)	0.8463*** (0.0110)
sigma	-	0.3532*** (0.0038)	0.3526*** (0.0038)	0.3530*** (0.0038)	0.3506*** (0.0038)
<i>Variables Instrumentales</i>					
Dummy Reforma	-	Sí	Sí	No	No
Interacciones Reforma	-	No	Sí	No	No
Grados de Exposición	-	No	No	Sí	Sí
Interacciones Grados Exp.	-	No	No	No	Sí

Nota: Sólo se muestran algunas variables, se omiten las *dummies* de regiones y polinomios de edad.

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

El resultado para educación es contrario a lo que se esperaba, ya que en la literatura al instrumentar la educación la mayor parte de los trabajos obtiene coeficientes positivos, más grandes y no significativos. Esta relación negativa no tiene sustento lógico, porque si la educación está relacionada con la salud es de manera positiva, y sino, no está relacionada. Pero, no puede ser que más educación empeore el estado de salud. A continuación presentamos posibles explicaciones de los resultados obtenidos.

En primer lugar descartamos un problema con el método de estimación ya que el instrumento que se utiliza es fuerte, común en la literatura, y funciona para las otras variables

²⁶A más habilidad, más dotaciones iniciales de salud, o a más habilidad, mayores preferencias por el futuro.

indicativas del estado de la salud²⁷. Por lo tanto, la situación indicaría que lo que falla en este caso es algo propio de la variable SRH. Cabe destacar que SRH es una medida subjetiva mientras que las otras variables, que entregan resultados razonables, son medidas objetivas del estado de la salud.

La utilización de una medida subjetiva de salud como SRH ha sido cuestionada por los sesgos que podría introducir a la estimación. Varios autores han estudiado diferentes problemas que podría presentar la variable, sobre todo el llamado sesgo de referencia²⁸. Este sesgo ocurre cuando diferentes sub-grupos de la población usan puntos de corte distintos para reportar cierto nivel de SRH, a pesar de tener el mismo nivel de salud “real”. Estas diferencias pueden estar influenciadas por muchas características, entre ellas sexo, edad, educación y experiencia personales de enfermedad. Autores como Butler, Burkhauser, Mitchell, y Pincus (1987) resaltan la importancia de los aspectos socio-económicos en este reporte, a través de comparar SRH con otra medida objetiva del nivel de salud. Por ejemplo encuentran que personas desempleadas tienden a reportar un nivel de salud menor.

Una segunda explicación de este resultado, tal como exponen en su trabajo Idler y Benyamini (1997), es que SRH incluye variables no observables que afectan la salud, lo que puede llevar a error debido a que introduce subjetividad a la pregunta. La pregunta “¿Cómo considera usted que es su salud en general?” puede ser interpretada de diferentes maneras por las personas, quienes pueden confundir su nivel de salud con otros aspectos de la vida que se relacionan con la salud, como por ejemplo el bienestar. Estos aspectos no estarían relacionados con las demás medidas objetivas de salud, pero si sesgarían la variable de reporte de salud. Este error de interpretación se puede aplicar a la situación que observamos en Chile debido a que las cohortes que estamos comparando son distintas en otros aspectos, además de la probabilidad de terminar la educación media. Estudios sobre el bienestar como el de Pinguart y Sörensen (2000) indican que los factores importantes en determinar el bienestar de una persona son aspectos socioeconómicos, las relaciones sociales y personales, la participación en actividades sociales (integración con la sociedad) y las competencias personales. La existencia de diferencias en estos aspectos entre los grupos que comparamos en este estudio podría explicar la anomalía del resultado obtenido para SRH.

²⁷Se realizó la estimación incluyendo otros controles (*dummy* zona urbana, *dummy* de haber vivido con ambos padres a los 15 años, educación de los padres) que pudieran estar sesgando los resultados pero ninguno cambió de manera significativa el resultado en cuestión. También se realizó la estimación separando la muestra por sexo y variando el polinomio de edad, y tampoco cambió el coeficiente estimado que siguió siendo negativo y significativo.

²⁸En la literatura este sesgo toma diferentes nombres ‘statedependent reporting bias’ (Kerkhofs y Lindeboom, 1995), ‘scale of reference bias’ (Groot, 2000) y ‘response category cut-point shift’ (Sadana (2000); Murray, Tandon, Salomon, Mathers, y Sadana (2002))

La estrategia de identificación de este trabajo implica que los grupos que estamos comparando son esencialmente las generaciones afectas y no afectas a la reforma de 1981. Sin embargo, al ser una estimación por variables instrumentales, el resultado es válido sólo para quienes cambiaron su comportamiento debido al ‘tratamiento’, es decir, quienes terminaron la media gracias a la reforma y que de otra manera no la habrían completado. Este grupo que denotamos como los ‘compliers’ estaría formado por los que nacieron en años posteriores a 1975, de nivel de ingresos bajos y principalmente de origen urbano²⁹.

Como no es posible identificar individualmente a las personas que forman el grupo de compliers³⁰, seguimos la estrategia propuesta por Angrist y Pischke (2008) para identificar características de los compliers a través de la siguiente ecuación:

$$\frac{P[x_{1i} = 1 | D_{1i} > D_{0i}]}{P[x_{1i} = 1]} = \frac{E[D_i | Z_i = 1, x_{1i} = 1] - E[D_i | Z_i = 0, x_{1i} = 1]}{E[D_i | Z_i = 1] - E[D_i | Z_i = 0]} \quad (2)$$

La expresión anterior nos permite calcular el ratio de verosimilitud para alguna característica X binaria³¹. En el cuadro 13 vemos el ratio para las características pertenecer a los dos percentiles de ingreso más bajos, estar casado o tener una pareja, participar en alguna organización y estar activo en el mercado laboral. Vemos que todos los ratios son menores a 1, por lo que el grupo de compliers tienen menos probabilidad de tener cualquiera de estas características que una persona promedio de la muestra.

Notamos que es menos probable que los compliers estén casados o participen en actividades sociales o organizaciones. Estas dos características podrían sesgar hacia abajo la valoración de su salud porque el bienestar es más bajo en personas con menos relaciones sociales y personales. Lo mismo pasa con la probabilidad de estar activo en el mercado, por lo que esto podría también sesgar hacia abajo la valoración de la salud de los compliers.

²⁹Tal como se expuso en la sección 4 al discutir los resultados.

³⁰Porque no podemos observar los resultados en educación de estar y no estar afecto a la reforma para la misma persona

³¹D corresponde a una variable indicativa de terminar la media en nuestro caso, y el subíndice 1 o 0 corresponde a la asignación al tratamiento. Z corresponde a la asignación al tratamiento, por lo que es una *dummy* de estar afecto a la reforma.

Cuadro 13: Características de los Compliers

Variable	E[x]	$P[x D_1 > D_0]/P[x]$
Ingreso Bajo	0,485	0,898
Casado o Tiene Pareja	0,471	0,818
Participa	0,530	0,902
Activo	0,493	0,885

Fuente: Elaboración propia en base a CASEN 2009.

Notas: La variable ‘Ingreso Bajo’ corresponde a las personas que pertenecen a los dos quintiles de ingreso más bajos (el 40% más pobre). La variable ‘Participa’ corresponde a una variable indicativa de participar en algún grupo organizado de diferentes índoles (vecinal, recreativo, educacional, etc.).

La existencia de sesgo de referencia en los datos también afectaría la relación entre la variable SRH y las medidas objetivas de salud, debilitándola para el grupo que sesga sus resultados. Esto lo podemos apreciar en el cuadro 14 donde hacemos una regresión de cada una de las medidas objetivas sobre SRH, una *dummy* de pertenecer al grupo de compliers³² y una interacción entre SRH y Compliers.

Cuadro 14: Relación entre Medidas Objetivas y SRH

VARIABLES	Enfermedad	Discapacidad
SRH	-0.105*** (0.000803)	-0.0631*** (0.000633)
Compliers	-0.445*** (0.0164)	-0.138*** (0.0129)
Interacción SRH Compliers	0.0606*** (0.00290)	0.0205*** (0.00228)
Observaciones	131,816	131,816

Errores estándar robustos entre paréntesis

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

Vemos que el coeficiente para SRH es negativo para las dos medidas (indicando que a mayor SRH menor probabilidad de enfermedad o discapacidad, lo que significa que SRH

³²Este grupo está definido por las personas afectas a la reforma que pertenecen a los dos primeros quintiles de ingreso como una aproximación de quienes podrían ser los compliers.

indica un buen nivel de salud), pero que el coeficiente para la interacción es positivo. Esto significa que en el grupo de interés la relación entre SRH y salud es más débil que para la muestra total, lo que evidencia que existe sesgo de referencia en la variable SRH.

Las diferencias en el contexto en el que crecieron las generaciones previas y posteriores a la reforma podrían explicar que la variable SRH no haya entregado resultados lógicos para los datos chilenos a diferencia de los estudios realizados para otros países. Durante los 80 en Chile se iniciaron grandes cambios políticos, en las políticas económicas y sociales (Ffrench-Davis, 2003), que permitieron el crecimiento acelerado de Chile, convirtiéndolo en un país mucho más rico y desarrollado. Estos cambios podrían ser la causa de las diferencias entre las generaciones que estamos comparando.

Otra razón que podría explicar el resultado es que el grupo afectado por la reforma está conformado principalmente por personas que viven en zonas urbanas. El reporte de salud podría estar influenciado por la calidad de vida en la ciudad que puede confundirse con el estado de salud. Aunque no se haya encontrado evidencia en la literatura de este tema, la percepción de que la calidad de vida en el campo es más alta que en la ciudad condice con muchos factores como por ejemplo la congestión, la prevalencia de drogas y delincuencia, y la contaminación en las ciudades. Además desde el punto de vista psicológico, estudios de neurociencia como el de Lederbogen y cols. (2011) han mostrado que la vida urbana tiene consecuencias negativas sobre la salud mental de las personas, empeorando el procesamiento de situaciones de estrés.

La evidencia mostrada podría indicar que el resultado obtenido para SRH está sesgado por errores inherentes a la variable SRH, pero estas son hipótesis y podrían haber otros errores que estén causando este resultado anómalo. Se necesitaría una nueva base de datos para indagar en esta relación y ver si es algo particular de esta muestra. De todas maneras, que existan estos sesgos no explican que la relación pueda ser negativa, ya que esto no tiene lógica. Esto nos lleva a no considerar esta variable en las conclusiones del trabajo, a pesar de ser una variable muy importante en la literatura que estudia la relación entre educación y salud.