

Fe de erratas del número impreso  
(versión electrónica corregida el 28 de febrero de 2017):

**Página 107, donde dice:**

Universidad de Sussex, Centro de Estudios e Investigación Económica  
f.cabrera-hernandez@sussex.ac.uk

**Debe decir:**

División de Administración Pública-Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE)  
francisco.cabrera@cide.edu

## **La influencia del capital socioeconómico y cultural en el acceso a las instituciones de educación superior en Chile**

***Francisco-Javier Cabrera***

División de Administración Pública-Centro de  
Investigación y Docencia Económicas (CIDE)  
francisco.cabrera@cide.edu

---

### ***Resumen***

Este documento caracteriza de forma empírica la estratificación y movilidad social en Chile a través de las probabilidades de acceso a instituciones de educación superior (IES) de 1990 a 2009 con base en el estatus socioeconómico y cultural de los hogares. Los resultados sugieren que los individuos con más capital cultural y económico incrementaron en mayor medida sus probabilidades de acceso. Esto sugiere una menor movilidad social relativa. En específico, el acceso a IES está más relacionado con el ingreso de los hogares en 2009 que en 1990, al tiempo que la educación de los padres está hoy más relacionada con el acceso a universidades “tradicionales”. En conjunto, los resultados sugieren que las clases sociales más bajas enfrentan restricciones financieras y culturales en su intento por acceder a las instituciones más prestigiadas. De esta manera, la desigualdad en el acceso a la educación superior por clase social, a pesar de la expansión educativa, parece reproducirse de manera “efectiva”.

Palabras clave: movilidad social, estratificación educacional, educación superior, desigualdad.

**Abstract****The influence of socioeconomic and cultural capital on the access to Higher Education Institutions in Chile: 1990-2009**

This research characterises social stratification and social mobility in Chile through the probabilities of accessing Higher Education Institutions (HEIs) from 1990 to 2009 conditional on household's socio-economic and cultural characteristics. The main results show that those with more cultural and financial capital increased more their chances to be enrolled into HEIs in comparison to disadvantaged pupils, suggesting a lower relative social mobility. Specifically, the access to HEIs is more related to income in 2009 than it was in 1990; whereas parental education is more related to enrolment in "traditional universities". This suggests that lower classes may face not only financial but also cultural restrictions to enrol into the most rewarded institutions. Consequently, in spite of the expansion in higher education, educational inequalities seem to be "effectively maintained".

Key words: social mobility, educational stratification, higher education, inequality.

---

**1. Introducción**

Chile ha experimentado una expansión notable en su sistema educativo durante las últimas tres décadas. La educación básica y secundaria ahora son universales y la tasa de participación en la educación postsecundaria creció de un 7% neto en 1980 a un 30% en 2009.<sup>1</sup> Las investigaciones en movilidad social sugieren una transformación importante en la estructura de oportunidades para todos los diferentes estratos (Torche y Wormald, 2004). De manera similar, el discurso oficial celebra que actualmente, "7 de cada 10 chilenos son la primera generación en sus familias que se matriculan en educación superior". Desgraciadamente, la información acerca de los efectos netos de dicha transformación en el sistema educativo post secundario con respecto a la equidad en las oportunidades educativas y la movilidad social en una economía en desarrollo con alta inequidad como la chilena, es una cuestión empírica que queda abierta.

Sin duda, el ingreso familiar, la educación de los padres, la actividad y contactos son determinantes importantes para el éxito de los hijos; incluyendo el acceso a las instituciones de educación superior (IES) y para los resultados posteriores en el mercado laboral (Bourdieu, 1979; Parker *et al.*, 1998; Grus-

<sup>1</sup> La tasa neta de participación considera el ingreso de aquellos entre las edades de 18 a 24 años.

ky, 1994; Ellwood y Kane, 2000; Carneiro y Heckman, 2003).<sup>2</sup> Por consiguiente, los obstáculos para el ingreso a la educación post secundaria se cree que sean relativamente más altos para la gente con un estatus socioeconómico y cultural bajo (*socioeconomic and cultural status*, SES, por sus siglas en inglés). En teoría, un incremento en las oportunidades educacionales podría compensar la selectividad social en el sistema educativo, ayudando a mejorar la movilidad social (véase Mare, 1980). Así, una motivación importante para estudiar cualquier expansión dada de un sistema educativo es comprender si de hecho está teniendo un efecto sobre la reducción directa o indirecta de los costos en la educación, dando acceso a los sectores menos favorecidos.<sup>3</sup>

Así, el propósito de esta investigación es analizar la estratificación social y la movilidad en Chile posterior al proceso de expansión en su sistema de educación superior. El país andino presenta un caso interesante para analizarse debido a su carácter como una economía en desarrollo y dado que la expansión de todos sus niveles educativos se ha basado en las formas radicales implementadas a principios de la década de los años ochenta como parte de una transformación orientada hacia el mercado, bajo la dictadura de Augusto Pinochet. Como resultado, el análisis del caso chileno puede también arrojar luz sobre los efectos de una privatización masiva en un sistema educativo postsecundario.

El objetivo es discutir si el crecimiento en la oferta de una educación superior ha incrementado oportunidades para todos los estratos sociales o si las principales diferencias de clase de alguna manera permanecen vigentes. Específicamente este estudio se centra en analizar si las probabilidades de ingreso en una institución de educación superior han cambiado en los últimos 20 años, condicionado al capital financiero, cultural y social de las familias chilenas. El objetivo es observar si la relación entre estas características y las probabilidades de ingreso de los hijos ha disminuido en los últimos 20 años

<sup>2</sup> Los expertos han argumentado ampliamente que en la educación postsecundaria es donde los resultados de diferenciales acumulados, representan la manera más efectiva de señalar, estratificar y de ascenso social (véase Brint, 2006). En efecto, la sección 3 de este documento incluye información descriptiva que sugiere la existencia de una clara diferenciación en las recompensas obtenidas en el mercado de trabajo para graduados de diversas instituciones de educación superior en Chile.

<sup>3</sup> Se sabe que el proceso educativo no es lineal y que representa una serie de transiciones entre los logros educativos sucesivos, los cuales son influenciados por el SES familiar, los pares o colegas, la escuela, y las influencias culturales que pueden variar mientras el individuo recibe educación formal en la escuela. Sin embargo, es plausible que, en promedio, las IES sirvan para estimular la movilidad social, siempre y cuando incluyan y ayuden a los individuos que han nacido en contextos menos favorecidos a adquirir las habilidades necesarias para ascender en la escala social (véase Mare, 1980; Brint, 2006).

o no (lo que significa una movilidad social más alta o más baja) y cómo se compara entre las personas que vienen de un SES más bajo y otro más alto (esto es, una movilidad social *relativa* más baja o más alta).

Asimismo, las consideraciones basadas en la teoría de la “desigualdad mantenida de manera máxima” (*maximally maintained inequality*, MMI por sus siglas en inglés) (Raftery y Hout, 1993) se incluyen en el marco de investigación de este estudio, para ayudar a plantear las hipótesis de los efectos de una expansión educativa en contextos de alta desigualdad social. Esta proposición argumenta que los estratos socioeconómicos más favorecidos están mejor posicionados para aprovechar las nuevas oportunidades educativas que la expansión posibilita. Por lo tanto, las desigualdades cuantitativas en las tasas de ingreso se mantendrán de manera “máxima” a pesar de la expansión y solamente disminuyen después de que la tasa de ingreso de los más aventajados alcanza su punto de saturación. De manera complementaria, la proposición “desigualdad efectivamente mantenida” (*effective maintained inequality*, EMI por sus siglas en inglés) (Lucas, 2001) considera la existencia de una diferenciación cualitativa en el sistema educativo y argumenta que, mientras que se reducen las desigualdades “cuantitativas” por medio del otorgamiento de más acceso a los estudiantes SES, una mayor oferta de lugares en la educación postsecundaria puede aún preservar las inequidades sociales vía una diferenciación “cualitativa”.

EMI parece ser bastante relevante en el contexto chileno, considerando que la ampliación del sistema de educación superior fue dictado por una creación masiva de universidades privadas, institutos profesionales (IP) y centros de formación técnica (CFT). Estas instituciones son diferentes cualitativamente, entre ellas y en comparación con las universidades “tradicionales”, como será discutido en detalle en la sección 3.

Con el objetivo de explorar empíricamente las teorías EMI y MMI este estudio se centra en la relación entre los SES de las personas jóvenes en Chile y su ingreso a los tipos específicos de IES para investigar si podría aún haber desigualdades “mantenidas efectivamente” en las probabilidades de acceso a las instituciones más prestigiosas (esto es, las universidades tradicionales). La hipótesis es que si ha habido una igualación/compensación de oportunidades sin una diferenciación en la calidad de la educación proporcionada a las personas de estudios más bajos, en la actualidad debería haber una relación más débil entre los SES de los estudiantes y el tipo de IES en que ellos están matriculados en comparación con los observados hace veinte años.

La metodología incluye la estimación de tres modelos binarios (Logit) para estudiar la relación entre las características socioeconómicas y culturales con las probabilidades de ingreso a la educación superior en 1990, 2000 y

2009. El análisis se amplía por medio del modelo multinomial de probabilidades (Mlogit) para cada año antes mencionado para calcular la relación entre los SES y las probabilidades de ingreso en tipos específicos de instituciones educativas en Chile a través del tiempo.

La metodología busca sacar ventaja del amplio conjunto de datos proporcionado por la Encuesta en Chile de la Caracterización Socio Económica Nacional (CASEN). Este sondeo incluye un cohorte de habitantes entrevistados cada tres años y es representativo de la población chilena. También permite la consideración de un amplio conjunto de variables de contexto tales como el ingreso de los hogares, los logros en la educación de los padres y la consecución ocupacional entre otras características comparables a través de los años analizados. Asimismo, CASEN es de especial utilidad porque permite identificar el tipo de IES en el cual los estudiantes chilenos están matriculados. En el mejor de los entendidos, este es el primer estudio que usa dicha encuesta para el análisis de equidad en el acceso a los IES diferenciados por calidad.

Los principales resultados sugieren que los efectos marginales sobre las probabilidades de entrada a la educación superior para personas con antecedentes socioeconómicos y culturales privilegiados son más altos que veinte años atrás, en comparación con las personas de antecedentes menos favorecidos, especialmente para el acceso a las universidades más prestigiosas. Como resultado, el estrato social más bajo no parece estar en una posición relativa mejor, lo cual apoya la proposición EMI.

El resto de este documento se estructura como sigue: la sección 2 incluye la revisión de la literatura previa. La sección 3 incluye la descripción del sistema de educación superior chilena y su expansión. La sección 4 explica a detalle y describe la metodología usada en esta investigación. La sección 5 presenta los resultados principales de los modelos de probabilidad binarios y multinomiales. La sección 6 presenta las conclusiones.

## **2. Evidencia previa**

Muchos países desarrollados y en vías de desarrollo han expandido sus sistemas educativos en niveles básico, secundario y postsecundario. La evidencia internacional muestra efectos contradictorios sobre la compensación de las oportunidades educativas para nuevas generaciones con más bajos SES. Sin embargo, el grupo de países en los cuales las tendencias en estratificación educativa han sido estudiadas es aún pequeño y pertenecen casi en su totalidad al mundo industrializado (Torche, 2005). En su influyente estudio, Shavit y Blossfeld (1993) informan que muchos países desarrollados que han experimenta-

do un proceso de expansión educativa mantuvieron sus diferencias de clase con un importante nivel de estabilidad. Los autores muestran una desigualdad persistente en la consecución educativa en el tiempo para 11 de 13 países estudiados, con las excepciones de Holanda y Suecia.

Existen resultados similares también para el periodo postsocialista en varios países de Europa del Este (Rusia, Hungría, Rumania y Eslovaquia), donde la asociación de educación de origen es más alta que en el periodo socialista (véase Breen *et. al.*, 2005). De manera similar, Blanden, Gregg y Machin (2005) señalan que la movilidad intergeneracional descendió marcadamente a lo largo del tiempo desde 1970 en el Reino Unido y Estados Unidos debido a la relación en incremento entre el ingreso familiar y la consecución educativa. Los autores concluyen que la expansión de la educación superior ha beneficiado de manera desproporcionada a las familias más aventajadas.

Investigaciones realizadas posteriormente han puesto en duda estos resultados después de mostrar evidencia sobre la ecualización de oportunidades en Alemania, Francia, Italia y los Estados Unidos (Henz y Maas, 1995; Erikson y Jonsson, 1996; Vallet, 2004; Shavit y Westerbeeck, 1998; Kuo y Hauser, 1995). De igual manera, Breen y coautores (2005) sostienen que las desventajas de clase en las carreras educativas de los niños se han vuelto menos agudas en seis de cada ocho países estudiados, especialmente en Suecia, los Países Bajos, Alemania y Francia.

Las teorías de “inequidad mantenida efectivamente” y la “inequidad mantenida de manera máxima” se han probado de manera empírica en diferentes países con resultados contradictorios; pero los resultados de la inequidad mantenida de manera máxima han encontrado un apoyo mayor (véase Shavit y Blossfeld, 1993; Erikson y Jonsson 1996; Boliver, 2011; y Shavit, Arum y Gamoran, 2007, para un análisis en educación superior).

Las investigaciones acerca del caso chileno también ofrecen una evidencia mixta sobre la compensación de oportunidades en el acceso a las IES. Torche (2005) concluye que, condicionado a la graduación secundaria, no existe una expansión a través de cohortes en Chile en la tasa absoluta de entrada a la educación terciaria a pesar de la expansión educativa mayor y la reforma del sistema educativo. El autor proporciona evidencia de que estos efectos vienen de una condición agravada de los estudiantes con un bajo SES sin observar ninguna saturación en el acceso a la educación postsecundaria para estudiantes más favorecidos. De esta manera, los resultados no aportan apoyo a la teoría de MMI.

Orellana (2011) proporciona evidencia a través de la caracterización de los cohortes de personas que logran realizar la educación postsecundaria en las tres últimas generaciones y concluye que aunque la expansión ha aumentado

las oportunidades para aquellas clases sociales adyacentes a las más favorecidas, aún no ha logrado alcanzar a las clases socioeconómicas más bajas, dando apoyo a la teoría de MMI. En cambio, Uribe, Espinoza y González (2008) usan la Encuesta CASEN para los años de 1990 y 2003 para calcular diferentes Modelos Logit. Los autores señalan que la expansión educativa experimentada en Chile ha llegado a todos los estratos sociales y ha tenido un mayor impacto en aquellos con menor capital social, cultural y económico.

### **3. La educación superior chilena: descripción y estadísticas**

La educación en Chile ha sido históricamente provista de una oferta mixta de instituciones públicas y privadas; sin embargo, se ha observado una dramática expansión de educación privada en las últimas décadas. Principalmente, es a partir de la década de los años ochenta y de las reformas orientadas hacia el mercado en el contexto de la dictadura de Augusto Pinochet, cuando una creación masiva de universidades privadas, institutos profesionales (IP) y centros de formación técnica (CFT) se llevó a cabo. Estas instituciones son esencialmente diferentes: las universidades privadas y públicas pueden otorgar grados de licenciado de cuatro y cinco años, mientras que los IP pueden otorgar grados de dos a tres años; y por otro lado, a los CFT solamente se les permite ofrecer certificaciones técnicas de dos años.

Desde la reforma en la década de los años ochenta, la cantidad de fondos públicos otorgada a las universidades en Chile disminuyó substancialmente, de cerca de 420 millones de dólares (MDD) a menos de un tercio de esta cantidad (aproximadamente 120 MDD) en 1990. Hacia el año 2000, el nivel de recursos otorgados se estabilizó en aproximadamente 220 MDD (Cáceres, 2011).<sup>4</sup> En lugar de transferencias directas, el Estado creó mecanismos para subsidiar la demanda por medio del otorgamiento de créditos y becas; más tarde, en la década de los años noventa, utilizando los llamados Aportes Fiscales Indirectos (AFI). Estos AFI reunieron fondos competitivos otorgados a universidades donde se reciben estudiantes con los más altos resultados en el examen de admisión; por lo general, las universidades con más prestigio.

De manera adicional, las universidades tradicionales también mantuvieron un directo y constante apoyo de parte del Estado. Un decreto en 1981 creó el Aporte Fiscal Directo (AFD) otorgado a 25 universidades privadas y públicas, esquema en el cual 95% de la cantidad transferida es otorgada por razones históricas (Cáceres, 2011: 2). Estas universidades integran el Consejo de Rectores de Universidades Chilenas (CRUCH), que reúne a dieciséis uni-

<sup>4</sup> Estas cantidades se expresan en pesos chilenos de agosto de 2012.

versidades públicas y nueve universidades privadas, todas las cuales pueden de manera adicional complementar su ingreso con las colegiaturas y cuotas.

En 2009 había otras 36 universidades privadas en Chile que no recibían ningún fondo público directo, teniendo que financiarse ellas mismas con altas cuotas de colegiatura (Zapata y Tejeda, 2009). De los recursos totales otorgados en 2007 a las universidades chilenas, 39.8% corresponde a las AFD asignadas para las universidades CRUCH, 6.1% a las AFI para las universidades más competitivas (públicas o privadas) y 42% pertenecían a estudiantes vía créditos y becas.

Como resultado del descenso en los fondos totales otorgados a las universidades chilenas y el incentivo de los mecanismos de mercado para estimular la expansión de instituciones privadas, en la actualidad el sistema educativo postsecundario tiene el más elevado nivel de inversión privada en el mundo con 78%. Esto coloca a la participación privada en la educación chilena por encima de aquella observada en países como Japón, Corea y Estados Unidos (con cerca de 75% de participación privada). Por consiguiente, la baja presencia de fondos públicos ha incrementado la autonomía de los IES y ha afectado las capacidades del Estado para regular su calidad (véase Zapata y Tejeda, 2009). De manera conjunta, estas circunstancias han resultado en un sistema postsecundario estratificado con un grupo de universidades de élite: financiadas de manera privada y pública o financiadas de manera privada pero con suficiente prestigio para atraer estudiantes con las mejores calificaciones, o financiadas de manera privada pero con una calidad incierta.

El cuadro 1 muestra la evolución del número de IES en Chile. Nótese que desde 1995, el grupo consolidado de 25 universidades de prestigio (CRUCH) con un grupo más variable de universidades totalmente privadas, IP y CFT, las cuales no obstante, en años recientes, se han vuelto más estables en un número menor comparado con la década de los años noventa.

A pesar de la reducción absoluta en el número de IES privadas (esto es, universidades, IP y CFT), el aumento en el ingreso a la educación superior en Chile se ha logrado principalmente a través de estas instituciones. En 1980 el número de estudiantes en el sistema postsecundario fue de cerca de 118 000 y todos ellos estaban en universidades públicas; para 1990, 55% de los 245 mil estudiantes inscritos en educación superior estaban en instituciones privadas y en 2009, esta cantidad aumentó a 66% (esto es 34% en universidades privadas, 20% en IP y 11% en CFT).

La tasa neta de matrículas en Chile pasó de 7% en 1980 a 13.1% en 1990, 22.1% en el año 2000 y 29.3% en 2009.<sup>5</sup> Como se observa en la gráfica 1, la

<sup>5</sup> Las tasas obtenidas son de la Encuesta CASEN para los años mencionados. Éstas repre-



**Cuadro 1**

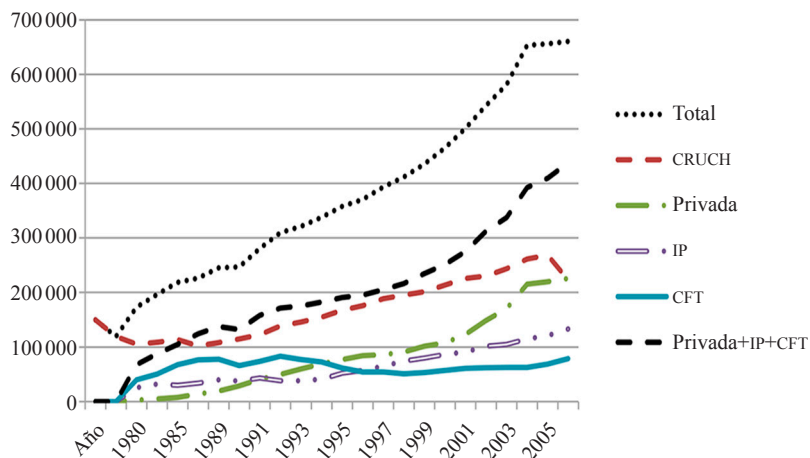
## Número de instituciones de educación superior en Chile desde 1990 a 2008

<i>IES</i>	1990	1995	2000	2008
Universidades públicas (CRUCH)	14	16	16	16
Universidades privadas con AFD (CRUCH)	6	9	9	9
Universidades totalmente privadas	40	45	39	36
Institutos vocacionales (IP)	81	73	60	45
Centros de formación técnica (CFT)	161	127	116	90

Fuente: Ministerio de Educación, Chile, noviembre, 2007.

**Gráfica 1**

## Número de matrículas por tipo de institución de educación superior en Chile de 1980 a 2005

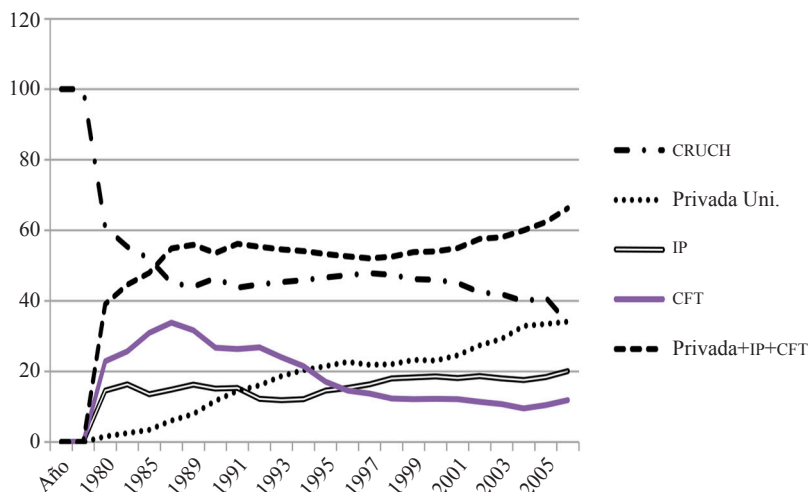


Fuente: INDICES 2008, Consejo de Educación Superior del Ministerio de Educación, Chile, noviembre, 2007.

sentan a los estudiantes entre 18 y 24 años que se han inscrito en una institución de educación superior como una proporción de una población total en ese rango de edad.

### Gráfica 2

Proporción de matrículas por tipo de institución de educación superior en Chile de 1980 a 2007



Fuente: INDICES 2008, Consejo de Educación Superior del Ministerio de Educación, Chile, noviembre, 2007.

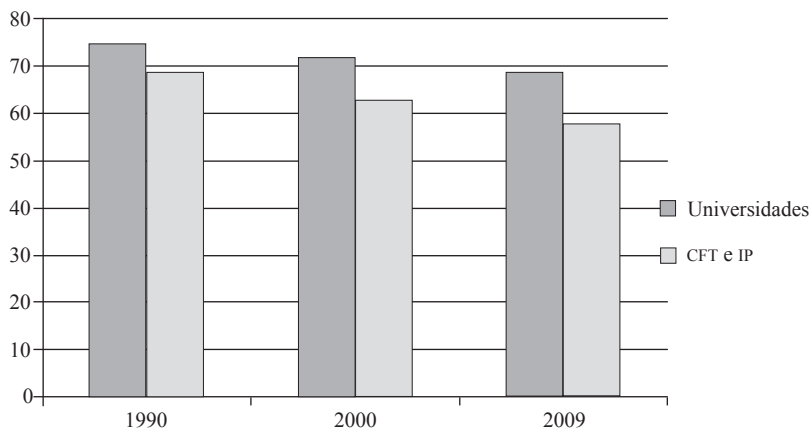
mayor parte del incremento en ingresos después de la reforma de la década de los años ochenta fue principalmente apoyada por la expansión de las universidades privadas, las CFT y las IP. También debe notarse que la entrada a las instituciones privadas es mayor a partir del año 2000, estimulada por la creación de las becas “Milenio”, otorgadas por el estado a los estudiantes en instituciones privadas y técnicas (IP y CFT).

La gráfica 2 muestra la proporción de estudiantes que están inscritos en los diferentes tipos de IES en Chile de 1980 hasta el 2007. Las tendencias representan un claro incremento en la participación CRUCH (esto es la mayoría de las universidades más prestigiosas, públicas y privadas) en el total de matrículas de 100% a 34%, y un incremento en instituciones privadas con menos tradición (las universidades privadas, IP y CFT) de 0% a 66% antes mencionado de 1980 a 2007.

La gráfica 3 muestra que el promedio de ingreso de los estudiantes en las universidades ha pasado del percentil 75 (septuagésimo quinto) al 69 (sexagésimo noveno) en el periodo de 1990 al 2009. Para el caso de CFT e IP, ha

### Gráfica 3

Matrículas en educación superior en Chile  
por tipo de institución, percentil de ingreso y año



Fuente: Orellana (2011: 16); la fecha de matrícula es por tipo de educación.

pasado del percentil 69 al 58 en el mismo periodo. Esto sugiere que más de los estudiantes de bajos ingresos pudieron tener acceso a la educación superior en 2009 comparado con el año de 1990. Sin embargo, los estudiantes más pobres, en promedio, se matriculan en instituciones vocacionales y técnicas (IP y CFT).

El cuadro 2 presenta el diferencial en salarios ganados por parte de los graduados de los diferentes tipos de IES en Chile. Esto es útil para comprender como las acreditaciones obtenidas en las diferentes instituciones postsecundarias puede influir en la estratificación social. Nótese que únicamente 10.6% de aquellos que trabajan como ejecutivos o profesionales asistieron a un CFT o un IP; mientras que 80.6% de ellos se han graduado en universidades. Este grupo de actividades tiene el mayor ingreso en Chile de aproximadamente \$2 000 por mes.<sup>6</sup> Podemos observar que una clara mayoría de profesionales de nivel técnico y medio (33.6%) provienen de los CFT e IP, lo cual los sitúa como el segundo grupo mayor pagado en el país, con aproximadamente \$1 200

<sup>6</sup> Los valores han sido calculados con una tasa de cambio promedio a pesos chilenos por dólar con fecha de agosto de 2012.

**Cuadro 2**

Educación e ingreso promedio  
por ocupación de cabeza del hogar en Chile en 2009

<i>Educación/ocupación</i>	<i>Ejecutivos y profesionales<sup>1</sup></i>	<i>Profesionales técnicos/ nivel medio</i>	<i>Empleados y servicios</i>	<i>Trabajador manual y no especializado</i>
Básico	0.30%	0.50%	19.80%	32.00%
Secundario	8.50%	38.30%	60.50%	43.80%
Universidades CFT e IP	10.60%	33.60%	11.50%	8.90%
Ingreso promedio*	\$2 000	\$1 200	\$830	\$625

\* Valores en dólares aproximados a partir de un tipo de cambio con los pesos chilenos en agosto de 2012.

<sup>1</sup> Incluye las Fuerzas Armadas.

Fuente: Encuesta CASEN, 2009.

al mes. Estos números sugieren que el tipo de IES observado puede ser relacionado con salarios más bajos en el mercado laboral, especialmente en el caso de instituciones vocacionales y técnicas; donde aparentemente, los estudiantes con menores ingresos tienden a matricularse.

#### 4. Descripción de datos y metodología

La base de datos utilizada en esta investigación es la Encuesta Nacional de hogares por clasificación social y económica en Chile (CASEN). Los años incluidos son 1990, 2000 y 2009. Esta encuesta es aplicada a un cohorte de habitantes cada tres años y es representativa de la población chilena. Incluye características de la familia, tanto socioeconómicas como demográficas, el ingreso de los hogares, los logros académicos y la consecución ocupacional.

Una de las deficiencias de los datos de cohorte transversal como los proporcionados por CASEN, es la imposibilidad para controlar en su totalidad la heterogeneidad no observada que puede sesgar el resultado de los coeficientes a ser estimados. Sin embargo, el objetivo de esta investigación no es encontrar efectos causales de SES de los padres sobre los resultados educacionales de los hijos. El objetivo es observar de qué manera la relación

**Cuadro 3**

Observaciones incluidas y no incluidas en la submuestra utilizada para el cálculo de modelos Logit y Logit Multinomial por año

	1990		2000		2009	
	Frecuencia	%	Frecuencia	%	Frecuencia	%
<i>A. Observaciones incluidas en la muestra</i>						
Universidad tradicional (CRUCH)	409	4	1 444	7	2 226	10
Universidad privada	59	1	627	3	1 865	8
Instituto profesional (IP)	277	3	1 093	5	1 893	8
Centro de formación técnica (CFT)	218	2	428	2	498	2
No asisten a la educación superior	8 364	90	17 678	83	16 857	79
Muestra total que será utilizada	9 327	78	21 270	85	23 339	90
<i>B. Observaciones no incluidas en la muestra</i>						
Universidad tradicional (CRUCH)	60	2	38	1	53	2
Universidad privada	2	0	21	1	34	1
Instituto profesional (IP)	6	0	57	2	69	3
Centro de formación técnica (CFT)	10	0	21	1	33	1
No asisten a la educación superior	2 520	97	3 494	96	2 482	93
Total de observaciones no incluidas	2 598	22	3 631	15	2 671	10
Total de personas entre 18 y 24 años de edad*	11 925	100	24 901	100	26 010	100

\* Personas entre 18 y 24 años que ya son jefes de familia respecto de quienes la información de sus padres no está disponible.

Fuente: Encuesta CASEN, 1990, 2000 y 2009.

entre SES y la matrícula ha evolucionado a través del tiempo en un contexto de expansión educacional.

Otro problema que surge con la construcción de la muestra se relaciona con las observaciones que no pueden ser usadas para calcular las relaciones antes mencionadas. Las submuestras utilizadas en el cálculo de los modelos únicamente pueden incluir a personas que vivan con sus padres y quienes están en la edad de matricularse en un IES (esto es, de 18 a 24 años). Por lo tanto, resulta imposible observar las características de los padres de aquellos que se han salido de la casa de sus padres pero que están en el rango de edad que interesa para este estudio.

Como se muestra en la parte superior del cuadro 3, en 1990, 78% de las personas de entre 18 y 24 años seguían viviendo con sus padres; 85% en 2000 y 90% en el año 2009. Es evidente que en años recientes, los hijos tienden a mu-

darse de la casa de sus padres a edades mayores. Sin embargo, no es claro el efecto que estas observaciones faltantes pueden tener sobre los estimadores de los modelos que se obtendrían. Por ejemplo, las personas que se mudan de la casa de sus padres antes de los 24 años pueden estar haciéndolo para estudiar un grado universitario; y por lo tanto podrían ser más exitosos que la media. Por otro lado, las personas pueden haber salido de casa de sus padres porque han abandonado la escuela para formar su propia familia.

Para hacer frente a esta preocupación la parte inferior del cuadro 3 muestra la distribución de las personas de entre 18 y 24 años que ya no viven con sus padres. Podemos observar que la mayoría de ellos (97%, 96% y 93% en 1990, 2000 y 2009, respectivamente) no asistían a ninguna institución de educación superior. En consecuencia, dado que el interés de este estudio está en aquellos que acceden a cualquier IES, las características que hacen faltan de los padres de estudiantes que no están matriculados, no deberían tener un efecto sustancial en las estimaciones.

## Metodología

Existen diversos desafíos metodológicos en el análisis de la relación entre el capital financiero, cultural y social de una familia y los resultados educativos de los hijos. En primer lugar, los ingresos del hogar pueden estar correlacionados con la educación de los padres, causando la multicolinealidad (véase Mayer, 2002). En particular, la prueba del factor de varianza de inflación (VIF, por sus siglas en inglés) presentado en el cuadro 1 del Anexo, muestra que la multicolinealidad no es un problema con estos datos.<sup>7</sup>

Una segunda preocupación es que, de acuerdo con la evidencia sobre el efecto de los ingresos sobre los resultados educativos (véase, por ejemplo Ellwood y Kane, 2000; Carneiro y Heckman, 2003), los efectos a largo plazo de los ingresos pueden ser más importantes en términos de resultados educativos. Desafortunadamente, con los datos disponibles hasta ahora, este estudio sólo puede reflejar el efecto a corto plazo de los ingresos familiares.<sup>8</sup>

La metodología aplicada incluye el uso de modelos Logit con el fin de identificar la relación entre las características de la preparación de las personas

<sup>7</sup> Un factor de varianza de inflación (VIF) cuantifica la cantidad de la varianza aumentada por la presencia de multicolinealidad. Se define como el recíproco de tolerancia:  $1/(1 - R^2)$ . Todos los valores superiores a 10 en el VIF indican la presencia de multicolinealidad.

<sup>8</sup> De manera plausible, los ingresos a largo plazo pueden ser aproximados por la educación de los padres. La interacción de los ingresos a corto plazo y la educación de los padres se discute con más detalle en la subsección 6.3.

y su probabilidad de acceder a cualquier IES en Chile en los años 1990, 2000 y 2009. El modelo toma la forma:

$$Pr(Y_{it} = 1 | X_{it}, X_{jt}) = G(X_{1t}\beta_1 + X_{2t}\gamma_1 + X_{3t}\gamma_2 + \pi_i) \quad (1)$$

Donde  $Pr(Y_{it} = 1 | X_{it}, X_{jt})$  representa la probabilidad de realización de  $Y_{it}$  (esto es, acceder a una IES) por individuo  $i$  en el tiempo  $t = 1990, 2000, 2009$ , condicionado a diferentes vectores de características observables en el tiempo  $t$  (e.g.  $X_{it}$  y  $X_{jt}$ ). El cálculo del efecto marginal sobre la probabilidad de realización proviene de la derivada de la función  $G$  con respecto a  $X_{1t}$ , el capital económico de la familia medido como el ingreso estandarizado per cápita de la unidad familiar en el tiempo  $t$ .  $X_{2t}$ , un vector de regresores que incluye variables de contexto familiar, como la educación y ocupación de los padres, si el jefe del hogar está inscrito en la escuela o no, si la familia es monoparental y cuál es el número de dependientes (es decir, número de personas menores de 15 años y mayores a 65 años), todo en el tiempo  $t$ ; y  $X_{3t}$ , un vector que incluye características individuales de alumnos de entre 18 y 24 años, como pueden ser género y estatus de ocupación.  $\pi_i$  representa los efectos fijos de cada región  $i$ .

En una segunda etapa, el modelo logístico se amplía a través del uso de un Logit Multinomial (Mlogit) para calcular la relación entre las variables explicativas y el efecto marginal promedio de acceder a una IES por tipo: CRUCH, universidad privada, IP o CFT.<sup>9</sup>

Las variables independientes que deben considerarse en ambos modelos, Logit y Mlogit, se explican en detalle en el cuadro 2 del Anexo. Estas incluyen la educación de la madre y el padre estandarizada por cuartiles a fin de permitir la comparación de éstos a través del tiempo. Del mismo modo, para comparaciones a través del tiempo, la ocupación del jefe de familia de los hogares también ha sido estandarizada en cinco categorías procedentes de Orellana (2011), que clasifica las actividades con base en la distribución de los ingresos en Chile y las ocho categorías de la Clasificación Internacional Uniforme de la Organización Internacional del Trabajo (IWO por sus siglas en inglés). Por último, todos los modelos incluyen una variable que informa si el jefe del hogar está participando en cualquier programa educativo a cualquier nivel. Esto se considera como un indicador para la motivación de los padres y la valoración de la educación.

<sup>9</sup> La elección de un Logit Multinomial en lugar de una Probidad Multinomial se basa en la prueba Small-Hsiao que no logra rechazar la independencia condicional asumida (*conditional independence assumption*, CIA por sus siglas en inglés). Los resultados de esta prueba están disponibles bajo pedido.

## 6. Resultados básicos

### 6.1. Efectos marginales y de impacto en el acceso a cualquier institución de educación superior

El cuadro 4 presenta dos series de modelos Logit para cada año: 1990, 2000 y 2009. La primera serie de regresiones representa el promedio y los efectos marginales de impacto sobre las probabilidades de matricularse en alguna institución de educación superior incluyendo las variables explicativas generales: los ingresos del hogar, la educación de los padres, los efectos fijos regionales y el sexo (columnas 1 a 3). El segundo grupo de regresiones incluye un conjunto completo de covariables (columnas 4 a 6). La columna 7 muestra las diferencias entre los coeficientes obtenidos a partir de los modelos en las columnas 4 y 6.

Los resultados muestran que, en promedio, la relación entre los ingresos y las probabilidades de matricularse en una IES aumentó a través del tiempo. La diferencia significativa entre los estimadores para 1990 y 2009 se puede observar después de controlar la ocupación de los padres y otro contexto y características individuales. Por ejemplo, en el modelo con un conjunto completo de controles en 1990 (columna 4) el efecto del aumento del ingreso familiar per cápita en una desviación estándar (*standard deviation*, SD por sus siglas en inglés) tiene un efecto marginal promedio de 0.9 puntos porcentuales en la probabilidad de acceder a una IES. Esto se compara con un efecto marginal positivo de 10 p.p. en 2009.

Con respecto a la educación de los padres, es evidente que por cada uno de los tres años analizados, a mayor educación de los padres, el efecto promedio marginal sobre las probabilidades de asistir a una IES es más grande (con respecto al primer cuartil). Nótese que, en análisis a través del tiempo, de 1990 a 2009, para el cuartil superior, la educación de los padres aumentó su relación con las probabilidades de acceder a una IES. Por ejemplo, en el modelo con un conjunto completo de controles (columna 3), en 1990 el efecto marginal promedio de una madre en el cuartil más alto de la educación fue de 7.1 p.p. con respecto al primer cuartil; mientras que en el caso del padre fue de 9.5 p.p.; comparativamente, en 2009 estos efectos se elevan a 30.3 y 21.1 p.p., respectivamente.

El efecto marginal de los profesionales técnicos de nivel medio con respecto a la más alta jerarquía de ocupación (ejecutivos, directores y académicos) está cerca de cero y no fue significativo para ningún año determinado. Del mismo modo, la segunda y tercera categorías de ocupaciones (profesionales técnicos de nivel medio, empleados de servicio y oficina) pierden importan-



## Cuadro 4

Modelo Logit: efectos marginales y de impacto sobre la probabilidad de acceder a la educación superior en Chile, 1990, 2000 y 2009

	(1) 1990	(2) 2000	(3) 2009	(4) 1990	(5) 2000	(6) 2009	(7) (6)-(4)
Ingreso per cápita	0.028***	0.112***	0.125***	0.009**	0.065***	0.100***	0.091***
	0.007	0.009	0.011	0.003	0.008	0.011	
Raíz cuadrada del ingreso	-0.033	-0.389***	-0.108***	-0.011*	-0.228***	-0.086***	-0.075***
	0.021	0.087	0.030	0.006	0.037	0.019	
Educación de la madre cuartil 2	0.042***	0.061***	0.049***	0.020**	0.053***	0.050***	0.030
	0.012	0.011	0.013	0.008	0.011	0.015	
Educación de la madre cuartil 3	0.079***	0.118***	0.140***	0.043***	0.100***	0.132***	0.089***
	0.015	0.012	0.013	0.011	0.013	0.015	
Educación de la madre cuartil 4	0.099***	0.182***	0.349***	0.071***	0.205***	0.303***	0.232***
	0.020	0.018	0.021	0.020	0.025	0.025	
Educación del padre cuartil 2	0.067***	0.067***	0.043***	0.023**	0.044***	0.046***	0.023
	0.015	0.010	0.013	0.009	0.011	0.015	
Educación del padre cuartil 3	0.133***	0.128***	0.097***	0.045***	0.082***	0.085***	0.040
	0.018	0.012	0.012	0.012	0.012	0.014	
Educación del padre cuartil 4	0.331***	0.348***	0.268***	0.095***	0.181***	0.211***	0.116***
	0.037	0.022	0.021	0.023	0.024	0.026	
Mujer	0.001	0.048***	0.112***	-0.008**	0.025***	0.081***	0.089***
	0.005	0.006	0.008	0.003	0.006	0.009	

Cuadro 4 (conclusión)

	(1) 1990	(2) 2000	(3) 2009	(4) 1990	(5) 2000	(6) 2009	(7) (6)-(4)
Técnicos y profesionales de medio nivel				0.001	-0.001	-0.001	-0.002
Empleados de servicio de oficina				0.005	0.013	0.025	
				-0.016***	-0.022**	0.009	0.025
Trabajadores manuales				0.004	0.010	0.023	
				-0.015***	-0.056***	-0.038*	-0.023
No especializados				0.004	0.009	0.021	
				-0.027***	-0.084***	-0.109***	-0.082***
Jefe de familia en la escuela				0.005	0.008	0.020	
				0.050	0.042	0.023	-0.027
Numero de niños < 16				0.034	0.026	0.060	
				-0.031***	-0.082***	-0.173***	-0.142***
Numero de adultos > 65				0.004	0.008	0.021	
				-0.013***	-0.043***	-0.070***	-0.057***
Hogar monoparental				0.002	0.003	0.005	
				-0.004	0.012	0.032**	0.036**
Estudiante que trabaja				0.006	0.009	0.014	
				-0.098***	-0.142***	-0.215***	-0.117***
Efectos fijos de región	Sí	Sí	Sí	0.007	0.006	0.008	
Observaciones	5461	12410	12905	5461	12410	12905	

Pseudo $R^2$	0.1954	0.1816	0.1327	0.3304	0.2622	0.1933
<p>* <math>p &lt; 0:1</math>, ** <math>p &lt; 0:05</math>, *** <math>p &lt; 0:01</math>.            Errores estándar, agrupados por hogares, se encuentran debajo de los estimadores puntuales. El efecto de los ingresos representa el cambio de una desviación estándar de los ingresos de la unidad familiar disponible per cápita (por ejemplo ~60 mil pesos chilenos de 1990 por hogar o 150 mil pesos en 2009). Los cuartiles de educación se calculan por cada cohorte para permitir la comparabilidad a través del tiempo; la categoría omitida es el primer cuartil de educación. La categoría omitida de las profesiones es la de ejecutivos y profesionales. La significancia reportada en la columna (7) proviene de una prueba <math>Z</math> estándar para la diferencia de los parámetros en las columnas 4) y (6).</p>						

cia en 2009 con respecto a 1990. Sin embargo, en el caso de las jerarquías ocupacionales inferiores (es decir, trabajadores manuales y trabajadores no calificados) hay un efecto marginal negativo e importante, sobre las probabilidades de matriculación y este efecto es significativamente mayor en 2009 que en 1990. Por ejemplo, en 1990 un jefe de familia empleado como trabajador manual, redujo las probabilidades de matriculación de su hijos en un 2.7 p.p. en promedio y todo lo demás constante, mientras que en 2009, el efecto marginal es de  $-10.9$  p.p.

Asimismo, estos efectos sugieren que la influencia sobre la matriculación de los niños en la educación post secundaria se ha volcado a favor de familias con mayores ingresos y educación, independientemente de las ocupaciones de los hogares (por lo menos para las jerarquías más altas). Esto sugeriría, por ejemplo, que, independientemente de la forma en la que el dinero es generado hoy en día por las familias, el ingreso es más relevante en el acceso a una IES en comparación con la década de los años noventa.

Por último, el número de dependientes (niños menores de 16 años y adultos mayores de 65 años) tiene un efecto marginal negativo en la probabilidad de matricularse en una IES en cada año analizado. Esta relación también se ha vuelto significativamente más alta a través del tiempo. Por ejemplo, en el caso del número de niños menores de 16 años, el efecto marginal ha pasado de  $-3.1$  en 1990 a  $-8.2$  p.p. en el año 2000 y  $-17.3$  p.p. en el año 2009. Se observa el mismo patrón en el caso de hogares mono parentales y de estudiantes que trabajan.

Un análisis más general de los patrones relacionados con una movilidad social relativa como se reveló en las estimaciones, sugiere que no hay un incremento significativo en los efectos marginales promedio de gente con padres en los niveles más bajos de educación comparado con el aumento significativo de aquellos con padres en lo más alto de la distribución. Por ejemplo, los efectos marginales asociados con las madres en el segundo cuartil de educación con respecto a las probabilidades de que sus hijos asistan a IES, pasaron de 2.0 p.p. en 1990 a 5.0 p.p. en 2009 (con respecto a alguien con una madre en el primer cuartil), pero esta diferencia no es importante. Contrariamente, como se discutió, los resultados muestran el efecto marginal de las probabilidades de que una persona con una madre en el cuarto cuartil sea más alto y va de 7.1 en 1990 a 30.3 p.p. en 2009. Este patrón de efectos marginales se observa también en el caso de la educación del padre.

De manera conjunta, los cambios en los ingresos y los efectos en la educación muestran una movilidad social relativa baja en los últimos 20 años en términos de acceso a IES. Esto también se relaciona con la teoría de “desigualdad mantenida de manera máxima”, que sugiere que los primeros

en beneficiarse de la expansión chilena en su sistema postsecundario serían aquellos con el capital económico y cultural para aprovechar las nuevas oportunidades de educación.

### *6.2 Efectos marginales y de impacto en relación con el acceso a diferentes tipos de instituciones de educación superior*

El cuadro 5 muestra el promedio de efectos marginales y de impacto y sus cambios de 1990 a 2009 en relación con la inscripción a diferentes tipos de IES utilizando un modelo Logit Multinomial con un conjunto completo de variables explicativas. Con la simplicidad como fin, el cuadro muestra promedios, cambios y la importancia para el ingreso per cápita de las familias, la educación y la ocupación de los padres en los años 1990 y 2009. Se puede consultar en el Anexo el conjunto completo de resultados para 1990, 2000 y 2009 incluyendo todas las variables de control.

Los resultados confirman que la relación a través del tiempo entre ingreso y la inscripción en IES ha aumentado significativamente, pero esto es únicamente cierto para CRUCH y las universidades privadas. Por ejemplo, el efecto marginal de un incremento de un SD en el ingreso per cápita de las familias chilenas sobre el acceso a universidades CRUCH es de 2.9 p.p. más alto en el 2009 que en 1990 (4.3 p.p. más en el caso de las universidades privadas).

Según lo discutido, los padres con mayor educación tienen un efecto más alto sobre las probabilidades de matricular a sus hijos en IES. Sin embargo, los resultados de los modelos Mlogit muestran que, a través del tiempo, el cambio en esta relación es más fuerte en el caso de las instituciones más prestigiosas (CRUCH) y para otras universidades privadas. Por ejemplo, el efecto de una madre en el cuartil más alto de educación sobre las probabilidades de que sus hijos entren a CRUCH ha aumentado significativamente de 1990 al 2009 en aproximadamente 11 p.p., mientras que, en el caso de las universidades privadas, es más alto por 6.8 p.p. Por otro lado, en el caso de las CFT, el efecto marginal general de la educación de los padres a través del tiempo se ha reducido significativamente hacia 0.

En relación con el estatus ocupacional del jefe de familia, en el caso de las universidades del CRUCH, los coeficientes muestran efectos marginales negativos importantes en relación con las ocupaciones de más baja jerarquía (por ejemplo, trabajadores manuales y trabajo no especializado) en relación con la ocupación de más alta jerarquía. Además, esta relación negativa es significativamente más baja en 2009 en comparación con la de 1990. Por ejemplo, en el caso de los trabajadores manuales, pasó significativamente de casi

cero en 1990 a  $-4.0$  p.p. Nótese que se observa un efecto similar para las universidades particulares. Es también notable que la categoría de trabajadores manuales tiene una relación más fuerte y positiva en el 2009 con el acceso a los IP. Finalmente, las ocupaciones no muestran un patrón significativo de relaciones con el acceso a CFT.<sup>10</sup>

En general, las probabilidades de matricularse en las universidades CRUCH parecen tener una relación más fuerte con altos niveles de educación de los padres, mientras el ingreso y la jerarquía de las ocupaciones parecen tener una relación más fuerte en 2009 con el acceso a las universidades privadas. Estos resultados sugieren que los estudiantes más favorecidos, aquellos que tienen un capital social, cultural y económico más alto, tienen mayores oportunidades para matricularse en las universidades públicas y privadas más prestigiosas manteniendo las diferencias sociales vigentes.

De manera similar, otra hipótesis plausible que se origina de estos resultados es que la relevancia del incremento en el ingreso observada en el acceso a las instituciones más prestigiosas, puede muy bien imponer restricciones mayores a las familias de medio a bajo estrato (o con ocupaciones de menor jerarquía), llevándolos a optar por los IP. De manera conjunta, esta evidencia se vincula con la teoría revisada de las “desigualdades mantenidas de manera efectiva”, dado que, después de la expansión masiva del sistema postsecundario en Chile, parece haber una relación sostenida más fuerte entre el estatus socioeconómico y cultural de los estudiantes y la calidad y prestigio de las instituciones en donde se matriculan.

### *6.3 Interacciones entre el ingreso familiar y la educación de la madre*

De acuerdo con la encuesta CASEN, en 2009 sólo 23.8% de las mujeres adultas estaban participando en el mercado laboral; en consecuencia, en la mayoría de las familias chilenas el ingreso monetario debe entonces estar más relacionado con la educación del padre que con la de la madre. Asimismo, como sugieren los resultados presentados arriba, en tiempos recientes la educación de la madre parece estar más relacionada con el acceso de los hijos a las IES. Por consiguiente, la interacción entre el ingreso familiar y la educación de la madre puede ser útil para observar un cuadro más claro de

<sup>10</sup> En las regresiones que muestran los coeficientes del conjunto completo de covariables, incluidos en el Apéndice, también se puede notar que los hogares monoparentales tienen un efecto negativo cada vez mayor para inscribirse en las Universidades CRUCH en donde el efecto marginal ha pasado de  $-0.6$  en 1990 a  $-5.6$  p.p. en 2009. Finalmente, los resultados también muestran el mismo patrón pero con una relación negativa más fuerte en la inscripción a universidades CRUCH, universidades privadas e IP para jóvenes que están trabajando.



Cuadro 5 (conclusión)

	CRUCH		Privada		IP		CFT					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	1990	2009	(2)-(1)	1990	2009	(5)-(4)	1990	2009	(8)-(7)	1990	2009	(11)-(10)
Máximo de estudios del padre 4° cuartil	0.046**	0.106***	0.060*	0.000	0.069***	0.069***	0.039**	0.023	-0.016	0.002	0.001	-0.001
Mujer	0.018	0.019	0.037	0.000	0.017	0.017	0.016	0.016	0.032	0.005	0.008	0.013
	-0.004***	0.021***	0.025***	0.000	0.034***	0.034***	-0.002	0.012**	0.014**	0.000	0.011***	0.011***
	0.001	0.004	0.005	0.000	0.005	0.005	0.002	0.005	0.007	0.002	0.003	0.005
Profesional técnico y profesional de nivel medio	0.000	0.001	0.001	0.000	-0.017**	-0.017***	-0.001	0.044**	0.045*	0.002	0.000	-0.002
	0.001	0.010	0.011	0.000	0.008	0.008	0.003	0.022	0.025	0.003	0.008	0.011
Empleados y servicios	-0.006***	-0.005	0.001	0.000	-0.006	-0.006	-0.005*	0.054***	0.059	0.000	-0.002	-0.002
	0.002	0.009	0.011	0.000	0.008	0.008	0.003	0.021	0.024	0.002	0.007	0.009
Trabajadores manuales	-0.004**	-0.016*	-0.012	0.000	-0.031***	-0.031***	-0.006**	0.044***	0.050***	-0.002	-0.007	-0.005
	0.002	0.008	0.010	0.000	0.008	0.008	0.003	0.015	0.018	0.002	0.007	0.009
No calificados	-0.005***	-0.040***	-0.035***	0.000	-0.051***	-0.051***	-0.010***	0.026	-0.036*	-0.008***	-0.010	-0.002
	0.002	0.008	0.010	0.000	0.008	0.008	0.003	0.017	0.021	0.002	0.006	0.008
Efectos fijos por región	Si	Si		Si	Si		Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	5461	12905		5461	12905		5461	12905		5461	12905	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.268	0.143		0.268	0.143		0.268	0.143		0.268	0.143	

\* p &lt; 0.1, \*\* p &lt; 0.05, \*\*\* p &lt; 0.01.

Errores estándar, agrupados en hogares, se presentan debajo de los estimadores puntuales. Los niveles de significancia reportados para cambios en 2009 respecto de 1990 provienen de una prueba estándar z. Los efectos marginales del ingreso representan el cambio de una desviación estándar del ingreso del hogar disponible per cápita (por ej. ~60 mil pesos chilenos de 1990 por hogar o 150 mil pesos en 2009). Los cuartiles de educación se calculan para cada cohorte para permitir la comparabilidad a través del tiempo; la categoría omitida es el primer cuartil de educación. La categoría omitida de profesiones es de ejecutivos y profesionales.



los efectos marginales del ingreso y la educación sobre las probabilidades de que un individuo se matricule en IES. En este respecto, la gráfica 4 presenta las probabilidades predichas por la educación e ingreso de la madre en el 2009. De esta manera, cada curva en los gráficos representa los cambios en las probabilidades debido a los efectos marginales del ingreso condicional al nivel educativo de la madre.

Nótese que, para las universidades CRUCH (parte superior izquierda de la gráfica), las probabilidades de matricularse según el cuartil de educación de la madre, no se igualan a ningún nivel de ingreso entre cero y hasta 2 S.D. por encima del promedio (aproximadamente \$500 dólares estadounidenses del 2012 per cápita). Estos resultados sugieren que el capital cultural del hogar (representado por la educación de la madre) es un determinante más importante que el ingreso doméstico en cuanto al acceso a las universidades más privilegiadas. Por el contrario, no se observa el mismo patrón para las universidades privadas, donde las probabilidades se igualan para los dos cuartiles más bajos de educación de la madre y para los dos más altos en algún punto entre 1 y 2 S.D. del ingreso por arriba del promedio.

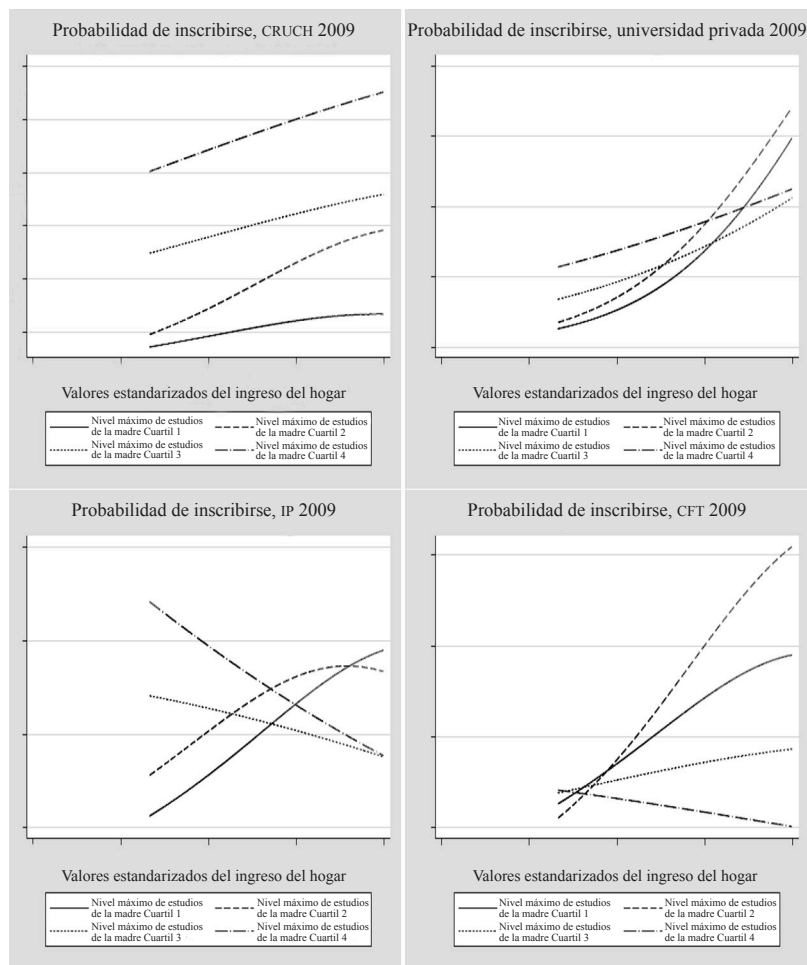
En lo que respecta a los centros vocacionales (IP y CFT) las curvas que representan las diferentes probabilidades de matrícula de acuerdo con la educación de la madre, se entrecruzan en niveles de ingreso de entre cero y 1 S.D. por encima del promedio. Por consiguiente, en el caso de CFT, los niveles más altos de ingreso sí se relacionan de manera positiva con las probabilidades de matrícula, pero sólo es así para el caso de hijos cuyas madres se encuentran en los dos cuartiles más bajos de educación.

Al mismo tiempo, la interacción entre las madres en los dos cuartiles más altos de educación y de ingresos altos, tiene un efecto negativo sobre las probabilidades de matricularse en un CFT. Esto sugiere la hipótesis de que el ingreso puede tener una fuerte relación con el acceso a un IES para aquellos con menor capital cultural, pero esto sólo es cierto para el caso de institutos menos prestigiosos (institutos técnicos y vocacionales).

Resumiendo, estas interacciones sugieren que a mayores niveles de ingreso, la posición relativa de aquellos con un menor capital cultural en casa (madres con educación baja) no cambia para el caso de las universidades más prestigiosas. Sin embargo, en niveles más altos de ingreso, en interacción con niveles más bajos de educación en la madre, hay una probabilidad más alta de acceder a instituciones de educación superior menos prestigiosas. Una racionalización de estos resultados es que las clases sociales más bajas pueden estarse enfrentando a restricciones culturales para acceder a universidades CRUCH además de las restricciones financieras típicamente relacionadas con familias con un bajo SES.

### Gráfica 4

Efectos interactivos entre el nivel de educación y el ingreso de la madre y la probabilidad de acceder a la educación superior por tipo en Chile en 2009



Fuente: Logit multinomial con un conjunto completo de controles de familia e individuales y un conjunto de términos de interacción entre el ingreso de la madre y la educación de la madre en 2009.

Finalmente, si consideramos que la educación de las madres se relaciona de manera verosímil con la educación de los padres (por ejemplo, la gente tiende a casarse con gente de educación similar), estas gráficas razonablemente representarían una relación entre ingreso a largo plazo (aproximado por la educación de los padres) contra ingreso de corto plazo. Esta posibilidad no debería cambiar la intuición general. Las familias con un ingreso mayor a largo plazo tendrían mas influencia sobre las probabilidades de acceder a las universidades más prestigiosas que aquellas con ingreso alto a corto plazo pero con ingreso más bajo en el largo plazo.

De esta manera, vale la pena mencionar que las becas estatales o créditos educativos pueden de hecho ser considerados como un incremento a corto plazo sobre el ingreso. Como resultado, las conclusiones presentadas hasta este momento establecen una duda sobre la eficiencia de transferencias de dinero para igualar las oportunidades de acceso a las universidades más prestigiosas. Sin embargo, las asociaciones presentadas en la gráfica 4 sólo son sugerentes y deberán leerse cuidadosamente ya que no son suficientes para sacar conclusiones sobre los efectos *causales* de las becas para el acceso a diferentes institutos de educación superior.

## 7. Conclusiones

Esta investigación busca contribuir al análisis de la movilidad social y la estratificación de la educación después de la expansión que ha experimentado el sistema de educación superior en Chile durante los últimos 20 años. En particular ha sido útil aportar evidencia acerca de la influencia del estatus socioeconómico y cultural de los padres sobre los resultados educativos de los hijos, e investigar: 1) si la expansión del Sistema de Educación Superior incrementó las oportunidades de manera similar a través de los diferentes estratos socioeconómicos y, 2) si las características socioeconómicas tienen una relación con el tipo de instituciones de educación superior en que se enrolan. Con este fin, los diferentes modelos probabilísticos, binarios y multinomiales fueron computados para los años 1990, 2000 y 2009.

Los resultados más importantes muestran que: 1) el ingreso ha tendido a incrementar significativamente su importancia en el acceso a instituciones de educación superior en los últimos 20 años, especialmente para el caso del CRUCH y las universidades privadas. 2) Las probabilidades de entrar a instituciones de educación superior en Chile se han incrementado mayormente para estudiantes más favorecidos (es decir, aquellos con padres con mayores niveles de escolaridad), más aún, para matricularse en las universidades más

prestigiadas. Esto sugiere una menor movilidad social relativa. 3) Debido a las restricciones culturales aparentes en el acceso a universidades CRUCH y a las restricciones financieras para acceder a las universidades privadas, los estratos medios a bajos de la jerarquía (en términos de la ocupación de los padres) parecen ser más proclives a ser colocados en las IP. Finalmente, las características relacionadas con grupos menos favorecidos, tales como hogares monoparentales y con más dependientes económicos, están inversamente relacionados con la matrícula en IES en 2009 que lo que estaban en los 1990.

De manera conjunta, las conclusiones no ofrecen un amplio soporte a la teoría de “desigualdad mantenida de manera máxima” (MMI), dado que los individuos de niveles de estratos más altos están todavía sacando ventaja de la expansión de la educación superior y no hay indicios de que estén alcanzando el punto de “saturación” en dicho nivel educativo. Por el contrario, los resultados en general se relacionan más con la proposición de la “desigualdad efectivamente mantenida” (EMI) con las desigualdades sociales remanentes y de estratificación, porque la diferenciación entre élites y estratos menos favorecidos se mantiene en forma efectiva a través de la distinción en la calidad y/o el seguimiento académico de las diferentes instituciones educativas en las que la gente se matricula.

Finalmente, parece relevante discutir el incremento en las becas y créditos educativos que otorga el Estado desde el año 2000 para acceder a instituciones de educación superior en Chile. Los resultados presentados ayudan a elaborar hipótesis sobre el efecto de estos créditos sobre los ingresos de los hogares en el corto plazo. De acuerdo con estos resultados presentados, los créditos educativos y las becas, pueden haber tenido un impulso sobre estratos medios y bajos ayudando a los estudiantes a lograr niveles de educación superior, pero esto no fue suficiente para impulsar su acceso a universidades tradicionales o privadas, debido a restricciones culturales o financieras más amplias. En consecuencia, estos efectos podrían llevar a dudar sobre la eficiencia en la igualación de las oportunidades educativas del tipo de la expansión lograda en Chile, basándose por completo en instrumentos de mercado.

Más aún, es importante notar que los resultados logrados en esta investigación pueden bien subestimar la relación entre diferentes SES y estratos educativos postsecundarios. Este estudio está basado por completo en la relación entre SES y el acceso a diferentes instituciones de educación superior y no considera para nada las tasas de deserción, que claramente deben ser más altas para aquellos más desfavorecidos.

Finalmente, es importante subrayar que estos resultados son únicamente sugerentes y son básicamente descriptivos. Son útiles para generar nuevas hipótesis y arrojar luz sobre las complejas relaciones entre SES y los re-

sultados educativos. Sin embargo, se necesitaría un análisis detallado de los efectos que causan los ingresos de los padres, su educación y su estatus ocupacional para poder confirmar las conclusiones y probar todas las hipótesis sugeridas.

Traducción del inglés de Fátima Andreu

Recibido: febrero de 2014

Revisado: marzo de 2015

Correspondencia: 13, Eggington Road/Brighton/England/BN1 4PL/correo electrónico: fc96@sussex.ac.uk

## Bibliografía

- Akee, R., W. Copeland, G. Keeler, A. Angold y E. Costello (2010), "Parents' Incomes and Children's Outcomes: a Quasi-experiment", *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 2, núm. 1, pp. 86-115.
- Arrow, K. J., S. Bowles y S. N. Durlauf (eds.) (2000), *Meritocracy and Economic Inequality*, Princeton, Princeton University Press.
- Behrman, J. R., R. A. Pollak y P. Taubman (1995), *From Parent to Child: Intrahousehold Allocations and Intergenerational Relations in the United States*, Chicago, University of Chicago Press.
- Bellei, C. (2007), "Expansión de la educación privada y mejoramiento de la educación en Chile. Evaluación a partir de la evidencia", *Revista Pensamiento Educativo*, vol. 40, núm. 1, pp. 1-21.
- Belley, P. y L. Lochner (2007), "The Changing Role of Family Income and Ability in Determining Educational Achievement", *National Bureau of Economic Research*, núm. w13527.
- Blanden, J., P. Gregg y S. Machin (2005), *Intergenerational Mobility in Europe and North America*, Londres, Centre for Economic Performance-London School of Economics, abril.
- Boliver, V. (2011), "Expansion, Differentiation, and the Persistence of Social Class Inequalities in British Higher Education", *Higher Education*, vol. 61, núm. 3, pp. 229-242.
- Bourdieu, Pierre (1979), *Poder, derecho y clases sociales*, Bilbao, Desclé de Brouwer.
- Bowles S. y H. Gintis (1976), *Schooling in Capitalist America: Education and the Contradictions of Economic Life*, Nueva York, Basic Books.
- Breen, R., R. Luijckx, W. Müller y R. Pollak (2005), "Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries", *American Journal of Sociology*, vol. 114, núm. 5, pp. 1475-1521.
- Breen, R. y J. O. Jonsson (2000), "Analyzing Educational Careers: a Multinomial

- Transition Model”, *American Sociological Review*, vol. 65, núm. 5, octubre, pp. 754-772.
- Brint, S. G. (2006), *Schools and Societies*, Stanford, Stanford University Press.
- Cáceres, C. (2011), *El financiamiento de las instituciones de educación superior*, Santiago, Departamento de Economía-Facultad de Economía y Negocios-Universidad de Chile.
- Cáceres, C. (2008), *Estudio de análisis y generación de recomendaciones para el sistema de financiamiento público de la educación terciaria en Chile*, documento de trabajo, Santiago, Consejo Nacional de Innovación para la Competitividad-Universidad de Chile.
- Carneiro, P. M. y J. J. Heckman (2003), “Human Capital Policy”, IZA documento de discusión.
- Cerón, F. y D. González (2004), “Distribución del capital humano en Chile”, Santiago, Centro de Estudios para el Desarrollo.
- Dahl, G. B. y L. Lochner (2012), “The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit”, *The American Economic Review*, vol. 102, núm. 5, pp. 1927-1956.
- Duncan, G., A. Kalil, S. E. Mayer, R. Tepper y M. R. Payne (2005), “The Apple Does not Fall Far from the Tree”, en Samuel Bowles, Herbert Gintis y Melissa Osborne Groves (eds.), *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*, Princeton, Princeton University Press, pp. 23-79.
- Duncan, G. J., y J. Brooks-Gunn (eds.) (1995), *Consequences of Growing up Poor*, Nueva York, Russell Sage Foundation.
- Dupriez, V., y X. Dumay (2006), “Inequalities in School Systems: Effect of School Structure or of Society Structure?”, *Comparative Education*, vol. 42, núm. 2, pp. 243-260.
- Ellwood, D. y T. Kane (2000), “Who Is Getting a College Education? Family Background and the Growing Gaps in Enrolment”, en Sheldon Danziger and Jane Waldfogel (eds.), *Securing the Future: Investing in Children from Birth to College*, Nueva York, Russell Sage Foundation.
- Erikson, R. y J. O. Jonsson (eds.) (1996), *Can Education Be Equalized?: the Swedish Case in Comparative Perspective*, Londres, Westview Press.
- Goldthorpe, J. H. (1998), “Rational Action Theory for Sociology”, *The British Journal of Sociology*, vol. 49, núm. 2, junio, pp. 167-192.
- Gottschalk, P. (1997), “Inequality, Income Growth and Mobility: the Basic Facts”, *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, núm. 2, pp. 21-40.
- Grusky, D. (1994), *Social Stratification in Sociological Perspective: Class, Race, and Gender*, Boulder, Westview Press.
- Henz, U. e I. Maas (1995), “Chancengleichheit durch die Bildungsexpansion?”, *Kolner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, vol. 47, pp. 605-633.
- Jencks, C., Smith M., Acland, H., Jo Bane, M., Cohen, D., Gintis, H., Heyns, B. and Michelson, S. (2001), “Inequality: A reassessment of the Effect of Family and Schooling in America”, en Grusky David (ed.), *Social Stratification: Class, Race and Gender in Sociological Perspective*, pp. 403-419.

- Kuo, H. H. D. y R. M. Hauser (1995), "Trends in Family Effects on the Education of Black and White Brothers", *Sociology of Education*, vol. 68, núm. 2, abril, pp. 136-160.
- Lucas, S. R. (2001), "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility and Social Background Effects", *American Journal of Sociology*, vol. 106, núm. 6, pp. 1642-1690.
- Mare, R. D. (1981), "Change and Stability in Educational Stratification", *American Sociological Review*, núm. 46, pp. 72-87.
- Mare, R. D. (1980), "Social Background and School Continuation Decisions", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 75, núm. 370, pp. 295-305.
- Mayer, Susan (2002), *The Effects of Parent's Income on Children's Outcome*, Wellington, Knowledge Management Group-Ministry of Social Development.
- Mayer, Susan (1997), *What Money Can't Buy*, Cambridge, Harvard University Press.
- Orellana, Víctor (2011), *Caracterización de los estudiantes de educación superior en Chile*, Santiago, Centro de Investigación en Estructura Social-Universidad de Chile.
- Raftery A. y M. Hout (1993), "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform and Opportunity in Irish Education, 1921-1975", *Sociology of Education*, núm. 66, pp. 41-62.
- Salamanca, R. (2010), *Evaluación de la matrícula de educación superior en Chile de 1990 a 2009*, Santiago, SIES, Ministerio de Educación.
- Shavit, Y., R. Arum y A. Gamoran (2007), *Stratification in Higher Education: a Comparative Study*, Stanford, Stanford University Press.
- Shavit, Y. y H.-P. Blossfeld (eds.) (1993), *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, *Social Inequality Series*, Boulder, Westview Press.
- Shavit, Y. y K. Westerbeek (1998), "Reforms, Expansion, and Equality of Opportunity", *European Sociological Review*, vol. 14, núm. 1, pp. 33-47.
- Stevens, Mitchell (2006), *Culture and Education*, Nueva York, Steinhardt School of Culture, Education and Human Development-New York University.
- Torche, F. (2005), "Privatization Reform and Inequality of Educational Opportunity: the Case of Chile", *Sociology of Education*, vol. 78, núm. 4, pp. 316-343.
- Torche F. y S. Wormald (2004), *Estratificación y movilidad social en Chile: entre la adscripción y el logro*, Santiago, División de Desarrollo Social-CEPAL.
- Uribe, D., Ó. Espinoza y L. E. González (2008), "La probabilidad de terminar la educación secundaria y de acceder a la educación superior en Chile: análisis estadístico de modelos", *Revista de la Educación Superior*, vol. 37, núm. 145, enero-marzo.
- Vallet, L. A. (2004), "The Dynamics of Inequality of Educational Opportunity in France: Change in the Association between Social Background and Education in Thirteen Five-Year Birth Cohorts (1908-1972)", preparado para la reunión de ISA Research Committee on Social Stratification and Mobility, Neuchâtel, 6-8 mayo.

## Apéndice

**Cuadro 1**

Varianza del factor de inflación para probar multicolinealidad

<i>Variable</i>	<i>VIF</i>	<i>1/VIF</i>
Ingreso	4.85	0.206258
Raíz cuadrada del ingreso	4.65	0.214963
Nivel educativo de la madre 2° Cuartil	3.95	0.253376
Nivel educativo de la madre 3 <sup>er</sup> Cuartil	3.93	0.254343
Nivel educativo de la madre 4° Cuartil	3.73	0.267792
Nivel educativo del padre 2° Cuartil	3.32	0.300959
Nivel educativo del padre 3 <sup>er</sup> Cuartil	3.1	0.3223
Nivel educativo del padre 4° Cuartil	3.1	0.322813
Mujer	2.95	0.338929
Técnico y nivel profesional medio	2.89	0.346432
Empleados y servicios	2.75	0.364186
Trabajadores manuales	2.15	0.464908
No calificados	1.99	0.503365
Jefe del hogar en escuela	1.94	0.515149
Número de hijos menores de 16 años	1.77	0.566477
Número de adultos mayores de 65 años	1.09	0.916554
Hogares monoparentales	1.09	0.920937
Estudiantes que trabajan	1.03	0.973063
Media VIF	2.79	0.358423



## Cuadro 2

Descripción de variables usadas en modelos logarítmicos y mlogarítmicos

	<i>Variables dependientes</i>
Asistencia a educación superior	Usado en los modelos binarios, esta variable <i>dummy</i> toma el valor 1 si un individuo de entre 18 y 24 años asiste a una institución de educación superior y cero si ocurre cualquier otra cosa (no asiste).
Asistencia por institución IES	Usado en modelos multinomiales, esta variable toma el valor 1 si el individuo de 18 a 24 años de edad asiste a una universidad CRUCH, 2 si asiste a una universidad privada, 3 si asiste a una IP, 4 si está inscrito en una CFT y 0 si no asiste a instituciones de educación superior.
	<i>Variables independientes</i>
Ingreso de los hogares per cápita	Ingreso total per cápita disponible en los hogares, antes de transferencias.
Nivel educativo de la madre (máximo nivel de estudios)	Juego de variables <i>dummy</i> (aleatorias) que representan el máximo nivel de estudios alcanzado por la madre en cuartiles para cada cohorte. Toma el valor de 1 si ella está localizada en el primer cuartil y cero si ocurre de otra forma y en forma similar para el resto de los cuartiles.
Nivel educativo del padre (máximo nivel de estudios)	Juego de variables <i>dummy</i> (aleatorias) que representan el máximo nivel de educación alcanzado por el padre en cuartiles para cada cohorte. Toma el valor de 1 si él está localizado en el primer cuartil y cero si ocurre de otra forma y en forma similar para el resto de los cuartiles.
Ocupación del jefe del hogar	Un juego de variables <i>dummy</i> (aleatorias) que identifican la ocupación del jefe del hogar dividido en cinco categorías: 1) ejecutivos, académicos y profesionales; 2) técnicos y profesionales de nivel medio (incluyendo los empleados del ejército); 3) empleados de oficina, servicios y comerciantes; 4) trabajadores manuales (calificados, agricultores y trabajadores industriales —obreros) y; 5) trabajo no calificado.
Jefe del hogar en la escuela	Variable <i>dummy</i> —aleatoria— que toma el valor de 1 si el jefe del hogar está inscrito en algún curso académico.
Regiones	Un juego de variables <i>dummy</i> (aleatorias) que controla para las zonas geográficas de Chile. Toma el valor de 1 para el hogar localizado en el norte del país y cero si es diferente, y de manera similar para el centro, sur y región metropolitana de la ciudad de Santiago.
Número de hijos en casa	Variable que identifica el número de hijos menores de 16 años en cada hogar.
Número de adultos mayores en casa	Variable que identifica el número de personas mayores a 65 años en cada hogar.
Hogares con un solo padre o monoparentales	Variable <i>dummy</i> (aleatoria) que toma el valor 1 si el hogar cuenta con uno solo de los dos padres y cero si ocurre de otra forma.
Mujer	<i>Dummy</i> (variable aleatoria) que toma el valor de 1 si el individuo que se encuentra en edad de asistir a institución de educación de nivel superior es mujer y 0 si es hombre.
Trabajo	<i>Dummy</i> (variable aleatoria) que toma el valor de 1 si el individuo que se encuentra en edad de asistir a una institución de educación superior trabaja y cero si ocurre de otra forma.

## Cuadro 3

Efectos marginales e impacto en la inscripción a diferentes instituciones de nivel superior en Chile de 1990 a 2009 (juego completo de resultados)

	CRUCH			Privada			IP			CFT		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	1990	2009	(2)-(1)	1990	2009	(5)-(4)	1990	2009	(8)-(7)	1990	2009	(11)-(10)
Ingreso	0.001	0.016***	0.030***	0.000	0.008***	0.043***	0.007**	0.026***	0.021***	0.005**	0.012**	-0.003
	0.001	0.003	0.004	0.000	0.001	0.004	0.003	0.004	0.006	0.002	0.005	0.003
Raíz cuadrada del ingreso	-0.001	-0.051***	-0.031***	0.000	-0.025***	-0.041***	-0.018**	-0.111***	-0.013*	-0.011	-0.186*	0.001
	0.001	0.012	0.008	0.000	0.008	0.007	0.009	0.041	0.008	0.008	0.107	0.003
Máximo de estudios de la madre 2° cuartil	0.005	0.022***	0.018**	0.001	0.008**	0.014	0.005	0.012*	0.021**	0.006	0.008*	-0.004
	0.003	0.007	0.009	0.001	0.004	0.009	0.005	0.007	0.009	0.004	0.005	0.004
Máximo de estudios de la madre 3° cuartil	0.012**	0.047***	0.057***	0.001	0.008**	0.044***	0.010*	0.031***	0.026***	0.014**	0.008*	0.002
	0.005	0.008	0.009	0.001	0.004	0.009	0.006	0.008	0.009	0.006	0.005	0.004
Nivel de estudios de la madre 4° cuartil	0.030**	0.121***	0.141***	0.003	0.020***	0.070***	0.005	0.031**	0.083***	0.017*	0.018**	0.008
	0.012	0.021	0.021	0.002	0.008	0.017	0.006	0.013	0.020	0.010	0.009	0.008
Máximo de estudios del padre 2° cuartil	0.009*	0.011**	0.012	0.000	0.013***	0.014	0.012*	0.014**	0.016*	0.002	0.006	0.003
	0.005	0.006	0.009	0.000	0.005	0.009	0.006	0.007	0.009	0.003	0.004	0.005
Máximo de estudios del padre 3° cuartil	0.017**	0.022***	0.028***	0.000	0.024***	0.030***	0.019**	0.022***	0.024***	0.005	0.010**	0.000
	0.007	0.006	0.008	0.000	0.006	0.008	0.008	0.007	0.009	0.004	0.005	0.005

Cuadro 3 (continuación)

	CRUCH		Privada				IP		CFT			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	1990	2009	(2)-(1)	1990	2009	(5)-(4)	1990	2009	(8)-(7)	1990	2009	(11)-(10)
Máximo de estudios del padre 4° cuartil	0.046**	0.063***	0.106***	0.000	0.064***	0.069***	0.039**	0.030**	0.023	0.002	0.011	0.001
Mujer	0.018	0.014	0.019	0.000	0.018	0.017	0.016	0.012	0.016	0.005	0.008	0.008
	-0.004***	0.008***	0.021***	0.000	0.004***	0.034***	-0.002	0.005	0.012**	0.000	0.005*	0.011***
Profesional técnico y profesional de nivel medio	0.001	0.003	0.004	0.000	0.001	0.005	0.002	0.004	0.005	0.002	0.003	0.003
	0.000	-0.001	0.001	0.000	-0.001	-0.017**	-0.001	-0.004	0.044**	0.002	0.010	0.000
	0.001	0.005	0.010	0.000	0.002	0.008	0.003	0.008	0.022	0.003	0.008	0.008
Empleados y servicios	-0.006***	-0.006	-0.005	0.000	-0.004**	-0.006	-0.005*	-0.010*	0.054***	0.000	0.004	-0.002
	0.002	0.004	0.009	0.000	0.002	0.008	0.003	0.006	0.021	0.002	0.005	0.007
Trabajadores manuales	-0.004**	-0.017***	-0.016*	0.000	-0.010***	-0.031***	-0.006**	-0.018***	0.044***	-0.002	-0.001	-0.007
	0.002	0.004	0.008	0.000	0.002	0.008	0.003	0.005	0.015	0.002	0.004	0.007
No calificados	-0.005***	-0.025***	-0.040***	0.000	-0.012***	-0.051***	-0.010***	-0.032***	0.026	-0.008***	-0.003	-0.010
	0.002	0.004	0.008	0.000	0.002	0.008	0.003	0.005	0.017	0.002	0.004	0.006
Jefe del hogar en escuela	0.012	0.013	0.048	0.001	-0.001	-0.024	0.038	0.023	-0.013	0.000	0.009	0.008
	0.010	0.011	0.041	0.001	0.004	0.026	0.028	0.017	0.035	0.009	0.011	0.022
Número de niños menores de 16	-0.004***	-0.013***	-0.025***	0.000	-0.004***	-0.020***	-0.006***	-0.017***	-0.018***	-0.002**	-0.006***	-0.004***
	0.001	0.001	0.003	0.000	0.001	0.003	0.001	0.002	0.003	0.001	0.001	0.002
Número de adultos mayores de 65	-0.002	0.010***	0.011*	-0.004*	-0.001	0.003	0.002	-0.003	0.022***	-0.001	0.003	-0.006
	0.002	0.004	0.007	0.002	0.002	0.007	0.003	0.006	0.008	0.003	0.003	0.005

Cuadro 3 (conclusión)

	CRUCH			Privada			IP			CFT		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	1990	2009	(2)-(1)	1990	2009	(5)-(4)	1990	2009	(8)-(7)	1990	2009	(11)-(10)
Hogares con un padre	-0.006***	-0.031***	-0.056***	0.000	-0.006***	-0.041***	-0.014***	-0.019***	-0.046***	-0.009***	-0.013***	-0.019***
	0.002	0.003	0.009	0.000	0.002	0.011	0.003	0.006	0.015	0.002	0.003	0.005
Estudiante trabajando	-0.031***	-0.065***	-0.089***	-0.001*	-0.015***	-0.057***	-0.031***	-0.036***	-0.054***	-0.024***	-0.017***	-0.006**
	0.004	0.004	0.005	0.000	0.002	0.004	0.004	0.004	0.005	0.004	0.003	0.003
Efectos-fijos de la región	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	5461	12410	12905	5461	12410	12905	5461	12410	12905	5461	12410	12410
Pseudo R <sup>2</sup>	0.268	0.143	0.268	0.202	0.143	0.268	0.202	0.143	0.268	0.202	0.143	0.143

\* p &lt; 0.1, \*\* p &lt; 0.05, \*\*\* p &lt; 0.01

Errores estándar, agrupados en hogares, se encuentran debajo de los estimadores puntuales. Los niveles de significancia reportados para cambios en 2009 respecto de 1990 provienen de prueba z estándar. Los efectos marginales del ingreso representan el cambio en la desviación estándar del ingreso disponible per cápita de los hogares (por ej. ~60 mil pesos chilenos de 1990 por hogar, 150 mil pesos de 2009). Los cuartiles educativos son calculados para cada persona para permitir comparabilidad a través del tiempo; la categoría omitida es el primer cuartil educativo. La categoría omitida de profesiones son ejecutivos y profesionales.

**Acerca del autor**

Francisco-Javier Cabrera es maestro en políticas públicas por la Universidad de Chile y en economía por la Universidad de Sussex. Es candidato a doctor en economía por esa misma universidad. Sus áreas de interés son la evaluación de las políticas educativas y las inversiones que hacen los padres en los resultados educativos de los hijos. Cuenta con dos artículos de investigaciones en proceso: “Impacts of a Schools Breakfast Program on Children’s Outcomes: IQ, Health and Grade Repetition” (“Impacto del Programa de Desayunos Escolares en los estudios de los niños: IQ, salud y repetición de grado”); y “Does Lengthening the School Day Increase Student’s Academic Achievement? Evidence from a Natural Experiment” (“¿Acaso el alargar la jornada escolar puede mejorar el logro académico de los estudiantes? Evidencia de un experimento natural”).

