

MEJORANDO LA IGUALDAD DE OPORTUNIDADES EN LA EDUCACIÓN SUPERIOR PARA ESTUDIANTES PROVENIENTE DE EDUCACION TECNICO-PROFESIONAL EN CHILE

Patricio Aroca,
IDEAR, Universidad Católica del Norte, Antofagasta y
Núcleo de la ICM “Ciencia Regional y Políticas Públicas”

(PRIMER BORRADOR – NO CITAR)

RESUMEN

La educación técnico profesional en Chile ha sido elegida principalmente por estudiantes provenientes de familias de ingresos medios bajos, como una estrategia de ingresar tempranamente al mercado laboral con más posibilidades de obtener un trabajo mejor remunerado.

Al mismo tiempo, el Ministerio de Educación ha considerado que en el proceso de selección universitaria, los estudiantes provenientes de la educación técnico profesional, compiten en desventaja, por lo que al transformar las notas de enseñanza media en puntaje, usa una escala diferente para los dos grupos de estudiantes que tiene una diferencia a favor de los primeros creciente desde algo cercano a 0 por ciento para un 4 y llegando a un 4 por ciento para un 7.

Utilizando un modelo Probit y una base de datos para 298 estudiantes, este trabajo muestra que el porcentaje de éxito en la Universidad para las carreras Ingeniería Comercial y Contador Auditor de los estudiantes provenientes de la educación técnico profesional es alrededor de 20 por ciento superior a los provenientes de liceo o similares, lo que implica que el reajuste a las notas de enseñanza media sería insuficiente para corregir la desventaja que da la educación técnico profesional en el proceso de selección universitaria.

PALABRAS CLAVES: Ajuste al Proceso de Selección Universitaria, Rendimiento Universitario de la Educación Técnico-Profesional, Modelos Probit en Educación, Política Educacional Orientada a Reducir Igualdad de Oportunidades.

IMPROVING THE OPPORTUNITIES OF VOCATIONAL EDUCATION STUDENTS IN CHILE

Patricio Aroca,
IDEAR, Universidad Católica del Norte, Antofagasta y
Núcleo de la ICM “Ciencia Regional y Políticas Públicas”

ABSTRACT

The vocational education in Chile is chosen mainly for students that belong to medium and low income family, as a strategy to increase the odd of finding a better paid job than the one that they could apply finishing high school. In addition, they have very low expectation to go into higher education.

The Government adjusts the score, based on the general grade average, in favor of the students coming from vocational education, increasingly from 0 to 4 percent as the average is higher.

Using a Probit model and a database for 298 students, this paper shows that the successful probability of get a professional degree is twenty percent higher for vocational education students, implying that the score adjustment used by the government is too low to compensate for the differences that the selection process to get into the universities have in favor of student coming from high school or similar education.

KEY WORDS: Adjust the Higher Education Selection Process, Performance of Vocational Education Students, Probit apply to Education, Educational Policy focus on improving educational equity

Introducción

La participación en la educación superior se ha expandido a través del mundo (Skillbeck and Conell, 2000) y Chile no ha sido la excepción, de hecho hace solo algunos años que afirmábamos que siete de cada diez estudiantes que ingresaban a la Universidad, eran primera generación en ella (Armanet, 2005). Sin embargo, aún persisten significativas desigualdades en los patrones de acceso de grupos tradicionalmente sub-representados (Thomas y Quinn, 2007).

De acuerdo a OECD (2009) en su sección efectos de la educación secundaria sobre la admisión a la educación superior “Es generalmente reconocido en Chile que los colegios privados pagados educan a los más privilegiados socio-económicamente, los privados subvencionados atraen a las familias de ingresos medios y los municipalizados, a los sectores más pobres de la sociedad. Muchos de los más pobres y menos capaces académicamente derivarán hacia escuelas vocacionales municipalizadas.”

Específicamente, podemos plantear que los estudiantes que ingresan a la educación técnica profesional (vocacionales), como los que van a un instituto comercial, lo hacen principalmente porque están pensando que ingresarán al mercado laboral cuando terminen la enseñanza media y esta educación los preparará mejor para conseguir un trabajo mejor remunerado.

La razón principal de esta decisión es su baja expectativa de ir a la Universidad. Comparando los niveles de ingreso de las familias de los estudiantes que están en primer año de educación media o secundaria, encontramos que en promedio estos son considerablemente inferiores para los que eligieron educación técnica profesional de aquellos que fueron a educación media científico-humanista y que tienen como meta ingresar a la universidad (ver tabla 1).

Tabla 1: Ingreso promedio familiar asociado a estudiantes.

Año	Educación Media Científico- Humanística	Educación Media Técnica Profesional	Razón
2000	\$ 530,776	\$ 221,525	2.40
2003	\$ 551,491	\$ 257,407	2.14
2006	\$ 574,940	\$ 322,456	1.78
2009	\$ 602,054	\$ 393,790	1.53

Fuente: Elaboración propia basada en CASEN 2000, 2003, 2006 y 2009

Un modelo de producción universitaria

Una de las tareas definidas por las universidades es la formación de profesionales, conocida como su función docente. Podemos entender este proceso como uno de producción de profesionales, donde los estudiantes obtienen un grado y/o título profesional si ellos superan en promedio un umbral en todas las asignaturas cursadas.

$$Y_i^* = F(Z, S_i) + \varepsilon_i$$

Donde Y^* es el promedio de notas obtenido por un individuo i , Z es un vector de variables con características de la Facultad, donde estudian, que son similares para todos los estudiantes, y S_i representa el conjunto de atributos o características propias del individuo i que afectan su desempeño como estudiante y ε_i representa las características individuales, producto de la heterogeneidad de los estudiantes que ingresan a la universidad, que no son medibles o para las cuales no se tiene una medida apropiada.

Si el promedio requerido para aprobar es Y_b , y no contamos con una medida para Y^* pero si tenemos un indicador Y , que es igual a 1 si $Y^* \geq Y_b$ y 0 en caso contrario, entonces podemos estimar la probabilidad de que la universidad produzca un titulado como:

$$P(Y = 1) = P(Y_i^* \geq Y_b) = P(\varepsilon_i \leq F(Z, S_i) - Y_b)$$

Asumiendo un comportamiento normal para los ε_i , entonces estimaremos un modelo Probit para estudiar los impactos de las variables del individuo i sobre su posibilidad de terminar la carrera.

Para el caso de estudio de la situación de los estudiantes de las carreras de la Facultad de Economía y Administración de la Universidad Católica del Norte, las variables Z e Y_b son contantes, o se pueden considerar contantes, ya que sus variaciones no están asociadas a un alumno específico. Luego, no afectaran las estimaciones de los coeficientes asociados a los atributos de los estudiantes de estas carreras.

Existe una extensa literatura estudiando los potenciales componentes en el término de error, que serán motivo de investigación de la siguiente etapa de este trabajo. Por ahora asumiremos que los potenciales sesgos asociados a variables como habilidades personales, que no son capturadas en las variables a utilizar, no son significativas, dado el conjunto de estudiante utilizados.

El caso de las carreras de la Facultad de Economía y Administración

Los datos fueron recolectados de los estudiantes de las carreras de ingeniería comercial y contadores auditores de la Facultad de Economía y Administración (FACEA) de la Universidad Católica del Norte (UCN) y de la base de datos del DEMRE que contiene información de ingreso a la universidad desde 199

Se obtuvo la información de los t de los estudiantes ingresados en las generaciones 2002 y 2003, RUT de las carreras de ingeniería comercial y contador auditor – contador público de la Facultad de Economía y Administración de la Universidad católica del Norte. Luego, utilizando el RUT como clave, se buscó en la base de datos del DEMRE la información de ingresos de esos estudiantes.

Las variables obtenidas son:

gr: Es una variable binaria igual a 1 si se tituló, y 0 en otro caso (Indicador Y).

El conjunto de variables (*S_i*) utilizadas son:

inc: Ingreso familiar medido como rango, de acuerdo a la base de datos DEMRE.

hs_sc: puntaje obtenido de la transformación del promedio de notas obtenido en la enseñanza media.

ma_sc: puntaje obtenido en la Prueba de Selección Universitaria de Matemáticas.

la_sc: puntaje obtenido en la Prueba de Selección Universitaria de Lenguaje

mo_ed: educación de la madre medida en años de educación.

fa_ed: educación del padre medida en años de educación.

sex: Mujer = 1 y Hombre = 0.

Adicionalmente, se incorporaron otras variables que no resultaron significativas en la estimación inicial, tales como si los estudiantes eran o no de Antofagasta, si la educación media había sido diurna o vespertina, si vivían con los padres o si lo hacían independiente de ellos, entre otras.

Resultados obtenidos

A continuación se presentan los resultados obtenidos de la estimación de un modelo Probit para 298 estudiantes ingresados a las carreras de ingeniería comercial y contador auditor – contador público de la FACEA de la UCN.

Tabla 2: Probabilidad de Titulación

	(1) Modelo 1	(2) Efect Mg	(3) Modelo 2	(4) Efect Mg
inc	-0.0371 (-0.47)	-0.0140 (-0.47)		
hs_sc	0.0031*** (3.60)	0.0012*** (3.60)	0.0032*** (3.62)	0.0012*** (3.62)
ma_sc	0.0031** (2.64)	0.0012** (2.64)	0.0030* (2.57)	0.0011* (2.57)
la_sc	0.0016 (1.49)	0.0006 (1.49)	0.0017 (1.53)	0.0006 (1.53)
voc_ed (d)	0.4965** (2.88)	0.1888** (2.90)	0.5229** (3.16)	0.1988** (3.19)
mo_ed	-0.0069 (-0.18)	-0.0026 (-0.18)		
fa_ed	0.0445 (1.39)	0.0168 (1.39)	0.0383 (1.32)	0.0145 (1.32)
sex (d)	-0.2766 (-1.73)	-0.1037 (-1.75)	-0.2755 (-1.73)	-0.1033 (-1.75)
<i>N</i>	298	298	298	298

Marginal effects; *t* statistics in parentheses

(d) for discrete change of dummy variable from 0 to 1

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

La columna 1 muestra los resultados iniciales con las variables más tradicionales utilizadas en este tipo de modelos, mientras que la columna 3 muestra el modelo final seleccionado para el análisis.

Los resultados muestran tres variables altamente significativas en explicar las diferencias en la probabilidad de titularse que son las notas de enseñanza media (hs_sc), el puntaje obtenido en la prueba de selección universitaria de matemáticas (ma_sc) y el tipo de educación (voc_ed).

Sobre las primeras dos variables hay una extensa literatura reportando que las notas de enseñanza media y los puntajes de matemáticas en las pruebas de selección son buenos predictores de la probabilidad de titulación en la universidad (Clark et al, 2009 y Bowen et al, 2009, especialmente el capítulo 6).

La columna de efectos marginales, en ambos modelos, indica que una diferencia de 100 puntos, en los puntajes de las notas de enseñanza media o en la prueba de matemáticas, aumenta la probabilidad de éxito o de titulación en un poco más de 11 por ciento.

Sin embargo, el resultado sorprendente es el asociado a la variable que capta el efecto de haber estudiado en un instituto comercial. Los resultados muestran que aquellos estudiantes provenientes de institutos comerciales tienen casi un 20 por ciento más de probabilidad de obtener el título que si estos vienen de un colegio diferente.

Este resultado implica que las barreras de ingreso para los estudiantes provenientes de institutos comerciales a las carreras de la FACEA de la UCN, serían superiores a las económicamente eficientes, ya que una proporción de estudiantes de estos colegios que no ingresan tendrían una mayor probabilidad de éxito que aquellos estudiantes que vienen de colegios “no institutos comerciales”.

Existen diferencias significativas entre los estudiantes de ambos grupos

La tabla 3 muestra en las columnas 1 y 2 los resultados para los estudiantes provenientes de institutos comerciales, mientras las columnas 3 y 4 para aquellos que provienen de otros colegios.

Tabla 3: Probabilidad de Titulación por Tipo de Educación

	(1) Educ. Tec = 1	(2) Efect Mg	(3) Educ Tec = 0	(4) Efect Mg
inc	-0.3011 (-1.56)	-0.1189 (-1.56)	0.0590 (0.74)	0.0212 (0.74)
hs_sc	0.0033* (2.36)	0.0013* (2.36)	0.0027* (2.36)	0.0010* (2.37)
ma_sc	0.0049* (2.41)	0.0019* (2.41)	0.0017 (1.17)	0.0006 (1.17)
la_sc	0.0019 (1.08)	0.0007 (1.08)	0.0023 (1.53)	0.0008 (1.54)
sex (d)	-0.0024 (-0.01)	-0.0010 (-0.01)	-0.5157* (-2.37)	-0.1801* (-2.48)
<i>N</i>	119	119	179	179

Marginal effects; *t* statistics in parentheses

(d) for discrete change of dummy variable from 0 to 1

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Para el caso de los estudiantes provenientes de los institutos comerciales, la prueba de selección universitaria de matemática resulta más importante que el puntaje de las notas obtenidas en enseñanza media. Adicionalmente, la variable ingreso es significativa casi al 90 por ciento de

confianza, y el resultado indica que mientras menor es el nivel de ingreso de la familia donde proviene el estudiante, mayor es su probabilidad de éxito o de titulación, en casi 12 por ciento. Esto es muy interesante, porque pareciera existir una super-selectividad asociado a niveles de ingreso, de modo que cuanto menor es el nivel de ingreso de la familia donde proviene el estudiante, seguramente tuvo mayores restricciones para ingresar a la universidad, de modo que aquellos que lograron ingresar, fueron solo los de muy alta capacidad o habilidades. Esto implicaría, que los institutos comerciales, son un lugar donde podemos encontrar estudiantes con alta capacidad para ser exitosos en la universidad, pero que seguramente, dado sus niveles de ingreso, la educación superior no se presenta para muchos de ellos como una alternativa factible.

Por otra parte, para los estudiantes provenientes de otros colegios solo resultan significativas las notas provenientes de enseñanza media con un porcentaje parecido al de la estimación previa. Adicionalmente, en este grupo, las mujeres tienen una mayor probabilidad de titularse, 18 por ciento adicional, comparado con los estudiantes hombres.

Implicaciones de política

Actualmente el ajuste a las notas de enseñanza media para los estudiantes provenientes de institutos comerciales va desde 0 a 4 por ciento, de acuerdo a si el estudiante tiene nota 4 o 7 respectivamente. Comparado esto con los porcentajes de éxito mostrado por estos estudiantes, pareciera ser insuficiente para atraer suficiente cantidad desde los institutos comerciales. Por ello, sería conveniente, expandir este estudio ha una muestra más grande, que abarque muchos más universidades y carreras. De modo que si estos resultados son robustos, los porcentajes deberían incrementarse de acuerdo a ellos.

Una segunda implicación de política, tiene que ver con los estudiantes que provienen de familias más pobres y que van a estos colegios. Aquí existe una forma de identificarlos y apoyar a un grupo mayor que probablemente tendrá mayor probabilidad de terminar su carrera.

Conclusiones

Las implicancias de política de estos resultados son fuertes e implicarán proponer un incremento tipo subsidio en la transformación desde las notas de enseñanza media al puntaje de enseñanza media utilizado para postular a las universidades, lo cual debería aumentar el número de estudiantes provenientes de los colegios técnicos profesionales aceptados en las universidades y reducir la diferencia en la probabilidad de éxito de ingresar a la universidad, promoviendo una mejor asignación en los recursos del país.

Una segunda implicancia de estos resultados, es que los puntajes de la PSU, no serían un buen predictor de éxito para este grupo en la Universidad, esto es especialmente importante para los alumnos de excelencia. Actualmente, la mayoría de las becas de excelencia están asociadas a los

puntajes de la PSU, lo cual discrimina negativamente en contra de los estudiantes de excelencia que provienen de colegios técnicos y que en general tienen bajos puntajes en la PSU relativos a los estudiantes provenientes de colegios científico humanistas.

Bibliografía

Armanet, Pilar. (2005). Formación Universitaria para el siglo XXI. En Foco N° 44. Expansiva.

Bowen, W.G., M.M. Chingos y M.S. McPherson (2009). Crossing the finish line: completing college at America's public universities. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, USA.

Clark, M., J. Rothstein, D.W. Schanzenbach (2009). Selection bias in college admissions test scores. *Economics of Education Review* 28, pp. 295–307

OECD (2009). La Educación Superior en Chile. Revisión de Políticas Nacionales de Educación. OECD Publisher.

Skilbeck, M., and H. Conell (2000). Meeting the equity challenge in higher education: a review of international experience. Dublin: Higher Education Authority, Ireland.

Thomas, L. y J. Quinn (2007). First Generation Entry into Higher Education: an international study. Open University Press, McGraw-Hill Education, Berkshire, England.