

LA PROBABILIDAD DE TERMINAR LA EDUCACIÓN SECUNDARIA Y DE ACCEDER A LA EDUCACIÓN SUPERIOR EN CHILE: ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE MODELOS*

DANIEL
URIBE**, OSCAR
ESPINOZA*** Y
LUIS EDUARDO
GONZÁLEZ****

* Los autores agradecen el financiamiento otorgado por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (Conacyt) a través del Proyecto Fondecyt 1050142.
** Consultor de CINDA y UNESCO
Correo e: daniel.uribe.j@gmail.com
*** Universidad Diego Portales
Correo e: oscar.espinoza@udp.cl,
**** Programa Interdisciplinario de Investigaciones en Educación y CINDA,
Correo e: legonza@netline.cl
Ingreso: 09/08/07
Aprobación: 20/10/07

Resumen

El periodo 1990-2003, las probabilidades de los jóvenes de terminar la enseñanza secundaria y de acceder a la educación superior han variado. Los resultados obtenidos, muestran que en 1990 un joven de una familia pobre urbana tenía una probabilidad de 40 por ciento de haber concluido su educación secundaria mientras que en el año 2003 esta probabilidad aumenta al 70. Por otra parte, las probabilidades de acceso a la educación superior para los jóvenes de menores recursos fue tres veces mayor en el año 2003 en comparación con el año 1990. Se constata, además, que los hijos de trabajadores no manuales tienen mayores probabilidades de acceso a la educación superior respecto de los hijos de trabajadores manuales.

Palabras clave: Educación secundaria, transición entre educación secundaria y superior, nivel socioeconómico y equidad.

Abstract

This essay shows changes, from 1990 to 2003, on the probabilities for young people to finish Junior High School education in order to access the next level. Answers on the matters, explain that back in 1990 a youngster from a poor urban family had a 40 percent probability in order to end Junior High School studies while in 2003 this number improves to a 70. Furthermore, in this very same year, the probability to access to higher education programs is 3 times greater in comparison to 1990. Besides, children of non manual labour parents have more probabilities to access higher education programs with regard to children with manual labour parents.

Key words: Junior High School, transition between Junior High and High School, equity and socioeconomic level.

Introducción

El presente artículo muestra cómo han variado las probabilidades de terminar la enseñanza media y acceder a la educación superior en el periodo 1990-2003 por parte de jóvenes pertenecientes a distintos grupos socioeconómicos.

En todo el mundo los sistemas de educación superior (públicos y privados) experimentaron profundos cambios durante las décadas de 1980 y 1990 como consecuencia de la demanda que se produjo por ingresar a este nivel (Altbach, 1996; Altbach & Knight, 2006; Brunner, 2000; Levy, 2006; Mauch & Sabloff, 1995; Neave & van Vught, 1994) y como resultado de los programas de ajuste económico estructural (*structural adjustment programs*) que operaron en muchos países subdesarrollados desde comienzos de los años ochenta (Espinoza, 2002). Estos cambios en la educación superior se reflejan especialmente en la expansión (tanto de la matrícula como del número de instituciones), la diversificación y la privatización del sistema, y en el establecimiento de nuevas instituciones postsecundarias que buscan responder a las necesidades y demandas de la sociedad. La situación bosquejada previamente ha implicado un tremendo desafío para los gobiernos (Banco Mundial, 2000; De Moura Castro y Navarro, 1999) que se han visto en la necesidad de realizar ajustes a través de reformas parciales o estructurales a manera de propiciar respuestas oportunamente.

Al igual que en el resto del mundo, el sistema de educación superior chileno experimentó una reforma radical durante la década de los ochenta que tuvo su origen en una política global de liberalización que culminó en un conjunto de cuerpos legales promulgados por el gobierno militar a partir

de 1980. La reforma que se practicó al sistema terciario modificó la estructura del sistema, su coordinación, y los mecanismos de financiamiento¹. El gobierno militar promovió cambios que comenzaron con el control estatal para terminar en el libre mercado que, después de una década para la implementación y gracias a una gran concentración del poder, consiguió reorientar los principios reguladores del sistema postsecundario y alinearlos con la agenda neoliberal.

En la actualidad el sistema de educación superior chileno está conformado por 64 universidades, 48 institutos profesionales y 117 centros de formación técnica con una población total matriculada que asciende a 560,000 estudiantes. Entre las universidades cabe destacar que existen tres tipos de instituciones: las universidades estatales (16), las universidades privadas creadas antes de la reforma de 1981 (9), y las universidades privadas creadas con posterioridad a la reforma. Las dos primeras constituyen el grupo que se denomina Universidades del Consejo de Rectores y en ellas se concentra el financiamiento estatal y todas reciben un tratamiento similar (González, Espinoza *et al*, 2006).

Los cambios promovidos a comienzos de la década de 1980 se reforzaron mediante un sistema que incentivó el autofinanciamiento institucional incluyendo el cobro de aranceles y matrículas y la creación de un sistema de créditos y becas. Los aspectos antes mencionados, ciertamente, han tenido un impacto directo en el acceso al sistema terciario, así como en su permanencia, cuestión que pretende dilucidar el presente artículo. Más allá de los juicios que se puedan emitir sobre el carácter de las reformas, es irrefutable que Chile actualmente cuenta con un sistema masivo y diversificado que ha ido incrementando su cobertura y oportunidades

¹ En 1980, esto es con anterioridad a la reforma estructural que modificó el sistema postsecundario, egresaban aproximadamente 120,000 jóvenes de la educación secundaria de los cuales 30,000 conseguían acceder a la educación superior. En otras palabras, uno de cada cuatro egresados de la educación media ingresaba al sistema terciario. En cambio, en la actualidad de los 140,000 jóvenes que egresan de la educación media cerca de 80,000 acceden a la educación superior, sin contar a los rezagados (Espinoza, 2002).

de acceso en distintos niveles socioeconómicos (Espinoza y González, 2007).

Según Crossland (1976: 529), el acceso al sistema de educación superior está limitado por condicionantes económicas, sociales y culturales, incluyendo: carencia de recursos financieros (discriminación socioeconómica); excesiva lejanía entre el hogar de los jóvenes y los centros de educación superior; discriminación por sexo; inadecuada preparación académica por parte de las escuelas primarias y secundarias; prejuicios contra ciertas minorías étnicas, religiosas o políticas; exámenes de ingreso estandarizados culturalmente prejuiciados; discapacidad física (pero no mental) que inhibe la movilidad; y discriminación por edad. Ciertamente un efecto combinado de una mayor demanda por educación superior, una mayor oferta y diversificación, y el incremento de los ingresos de los hogares pueden ser las razones por las cuales el crecimiento de la educación superior puede explicarse.

Los estudios disponibles muestran que el acceso a la educación superior aún está condicionado, primordialmente, por el origen socioeconómico de los jóvenes. De acuerdo con Larrañaga (2002), existe una alta correlación entre el nivel socioeconómico de los estudiantes y el puntaje obtenido en las pruebas de selección. Ciertamente el logro medido por las pruebas de selección, que aluden básicamente a la segmentación de la educación secundaria, muestran que aún en un contexto de expansión y diversificación del estudiantado, la variable socioeconómica sigue siendo el principal freno al acceso masivo de estudiantes de nivel socioeconómico bajo (Bravo y Manzi, 2002).

Refrendando lo anterior, los datos oficiales muestran que la cobertura bruta actual en la educación secundaria es prácticamente total mientras que en la educación superior se aproxima al 40%. Lo anterior implica que un porcentaje considerable de los jóvenes que egresan de la educación secundaria queda al margen del siste-

ma postsecundario. Estos antecedentes dejan al descubierto una situación de inequidad en el acceso al sistema terciario que debiera ser abordada por el gobierno a través de una reformulación de las políticas del sector educación.

Como complemento a los estudios referidos previamente, cabe mencionar que existen escasos trabajos que han empleado el análisis multivariado para el caso de Chile. Entre ellos los más conocidos son los desarrollados por Schiefelbein y Farrel (1982) que analizan el conjunto de factores que inciden en la trayectoria educativo laboral de jóvenes de distintos estratos, y el de Donoso y Cancino (2007) que vincula las características sociales y económicas de los estudiantes que acceden a la educación postsecundaria.

En el contexto de lo que se ha señalado previamente, el presente artículo pretende determinar cuáles son los factores familiares, sociales y económicos que tienen mayor incidencia en el término de la educación media y el acceso a la educación superior. A diferencia de los estudios anteriores, este estudio pone énfasis en la predictibilidad del acceso al sistema terciario, tema que no ha sido abordado en el pasado y que constituye una valiosa herramienta tanto para el diseño de políticas como para la planificación institucional, y en particular para diseñar procesos de selección que sean más equitativos.

Modelos para estimar probabilidades de término de la enseñanza media y de acceso a la educación superior

Existen varias técnicas estadísticas que permiten establecer cuánto mejoran las probabilidades de que un suceso ocurra si se incrementan (o disminuyen) los valores de una variable. Entre las más recurridas están la regresión logística y la regresión "probit". Se ha optado por la primera, debido a diversas razones, de las que cabe destacar las siguientes:

- La regresión probit es más adecuada para diseños experimentales, donde los sujetos son sometidos a estímulos de diversas intensidades y existe una variable de respuesta que consta de las frecuencias de quienes responden “positivamente” al estímulo. En el caso de esta investigación, claramente, no nos encontramos frente a este tipo de diseño ni a este tipo de datos.
- El modelo probit es más exigente en relación con los supuestos respecto a los datos. En efecto, tiene que haber distribución normal multivariada y cumplir con los supuestos de homocedasticidad. En el caso del modelo logístico, no existen este tipo de restricciones.²

Se han seleccionado variables indicativas del entorno del hogar, en la medida que los datos permitan establecer los factores que inciden en el acceso a la educación superior. La variable dependiente es haber completado la enseñanza media (0 = no completa; 1 = completa) o acceder a la educación superior (accede = 1; no accede = 0). El conjunto de variables predictoras está constituido por la escolaridad del jefe de hogar (medida en años), la edad y el nivel de ingreso; además de una serie de características incluidas como variables *dummy*.³

El modelo logístico se expresa formalmente como:

$$\text{Prob}(x) = \frac{1}{1 + e^{-\zeta}} \quad [1]$$

donde ζ es una combinación lineal que se expresa:

$$Z = B_0 + \sum_{i=1}^n B_i X_i + \sum_{j=1}^m B_j D_j + \varepsilon \quad [2]$$

donde X_i corresponde a una serie de variables cuantitativas, B_i a los coeficientes extraídos de los datos; mientras que D_j corresponde a características medidas como variables *dummy*, y B_j a sus respectivos coeficientes y ε a un término de error.

Lo interesante del modelo logístico es que permite evaluar cómo un cambio en una variable determinada aumenta o disminuye la probabilidad de que un evento ocurra. Dado que las probabilidades tienen un rango restringido entre 0 y 1, se usan los *odds*⁴ que corresponden al cociente entre la probabilidad de que algo ocurra y que no ocurra, como se muestra en la siguiente fórmula [3].

$$\text{Odds}(\text{evento}) = \frac{P}{1 - P} \quad [3]$$

Así, si para la variable ingreso per cápita, la exponencial de B_i ($\text{Exp}(B_i)$), los *odds* de los jóvenes de una familia que incrementa su ingreso per cápita en $V+1$ son $\text{Exp}(B_i)$ veces los de aquellos que no tienen los (V) adicionales, lo que se conoce como *odds ratio* (ver fórmula [4]).

$$\text{Exp}(B_i) = \frac{\text{Odds}(V+1)}{\text{Odds}(V)} \quad [4]^5$$

Los modelos de regresión que se presentan en este artículo apuntan, precisamente, a estimar, por una parte, la probabilidad de haber termina-

² Para una mayor discusión respecto a los supuestos y características de las técnicas ver Norusis, 1990; Vivanco, 1999.

³ Se entiende como *dummy* a una variable categórica transformada en un conjunto de variables dicotómicas, que permite medir la diferencia de encontrarse en una categoría, respecto de otra(s). Ejemplo: católico, protestante, no creyente; fumador, no fumador; derecha, centro, izquierda; etc.

⁴ Consiste en el cociente entre la probabilidad que algo ocurra (P) y no ocurra (1-P).

⁵ Así, si por ejemplo en la variable ingreso per cápita (\$10,000 adicionales), la exponencial de B_i es 1.40, entonces los *odds* de los jóvenes de una familia que incrementa su ingreso per cápita en \$10,000 ($V+1$) son 1.40 veces los de aquellos que no tienen los \$10,000 adicionales (V), o bien un 40% superiores, lo que se conoce como *odds ratio* (ver fórmula [4]).

do la enseñanza media de los jóvenes de 18 a 24 años y, por otra, el acceso de dicho grupo a la educación superior a partir de algunas variables de caracterización de sus hogares. Las variables independientes son las siguientes y se han tomado de las encuestas CASEN 1990 y 2003.⁶

- Escolaridad del jefe de hogar (medida en años)
- Número de personas en el hogar
- Ingreso per cápita de hogar
- Zona (urbana o rural)
- Situación de pobreza
- Ocupación del jefe de hogar, definida por las categorías agrícola, manual y no manual definidas en Erikson y Goldthorpe (1993).

En este estudio se incluyeron variables como el sexo del jefe de hogar o la condición de actividad del jefe de hogar. Una vez hechos los algoritmos de selección de variables (*stepwise*), dichos atributos contribuyen poco a los respectivos modelos. Tal es la razón para dejarlos fuera del análisis.

En el siguiente apartado, se presenta el análisis de regresiones y el análisis según perfiles de hogares tipo para la probabilidad de haber terminado la educación media y de acceder a la educación superior, utilizando el conjunto de variables arriba descrito.

Resultados

Probabilidad de terminar la educación secundaria

Regresiones para estimar probabilidades de término de la educación secundaria

Un aspecto que tiene una influencia determinante para el acceso a la educación superior es el término de la educación secundaria. Las encuestas CASEN muestran sistemáticamente un aumento de la población joven con educación secundaria completa en los quintiles más bajos a partir de los años 90. Por tal razón, se realizaron regresiones para estimar la probabilidad de contar con enseñanza secundaria completa, como primer paso para ingresar a la educación superior. Esta opción tiene la ventaja de abordar el problema de distinguir los efectos de variables del hogar en dos momentos claves: estar “en condiciones” de entrar a la educación superior, por una parte, y acceder a ella, por otra.

Para este estudio se han utilizado métodos de incorporación de variables por etapas, de manera de optimizar la cantidad de variables a incluir y la potencia predictiva de los modelos. Los resultados para la estimación de la probabilidad de terminar la enseñanza secundaria son los siguientes:

⁶ La Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) es conducida desde el año 1987 por el Ministerio de Planificación y Cooperación que se realiza bianualmente con una muestra representativa a nivel de comunas. Por sus características, la Encuesta corresponde al modelo de encuestas de hogares que se aplican en diversos países de América Latina. Su propósito es proveer información relevante para la definición e implementación de políticas públicas.

Tabla 1
Coefficientes de regresión para la probabilidad de terminar la enseñanza media de jóvenes que viven con el jefe de hogar sin considerar su condición ocupacional

Variable	1990 (*)		2003 (**)	
	Bi	Exp(Bi)	Bi	Exp(Bi)
Escolaridad del jefe de hogar.	0.17	1.19	0.19	1.21
Tamaño del hogar.	-0.13	0.87	-0.14	0.87
Edad del jefe de hogar.	0.02	1.02	0.03	1.03
Localización geográfica (Urbano = 1).	1.36	3.89	0.66	1.94
Ingreso per cápita x 10,000 (\$ 2003).	0.01	1.01	0.01	1.01
Condición de pobreza (No pobre = 1).	0.68	1.97	0.42	1.52
Constante.	-2.70	0.07	-2.04	0.13

(*) N = 8,270; Pseudo R2 = .245

(**) N = 20,613; Pseudo R2 = .156

Bi = Coeficiente de regresión / Exp(Bi) = Peso específico de la variable en el coeficiente de regresión

Todos los coeficientes significativos a p = .05

Fuente: Estimación de los autores a partir de Bases de Datos CASEN 1990 y 2003.

De la lectura de los coeficientes (Tabla 1) se desprenden algunos cambios importantes entre 1990 y 2003. El primero se refiere al aumento de los *odds* en el caso de los jóvenes de hogares pobres y hogares rurales. En segundo lugar, un leve incremento de la incidencia de la escolaridad de los jefes de hogares en la probabilidad de terminar la enseñanza secundaria. Es importante señalar la diferencia entre el ajuste de ambos modelos (dado por los coeficientes de regresión *erre cuadrado* de Cox y Snell), que muestra que en 1990 el hecho de terminar la educación secundaria estaba más asociado a características básicas del hogar que en el año 2003. Una explicación plausible, aunque no demostrable en este contexto, está dada por las políticas educativas implementadas en la última década cuyo objeto es reducir la deserción escolar en la enseñanza secundaria y ampliar la cobertura secundaria en sectores rurales, así como también la extensión de la cobertura de programas sociales.

Probabilidad de terminar la educación secundaria considerando perfiles de hogares tipo sin incluir la condición ocupacional del jefe de hogar

Un aspecto interesante de ver es cómo cambian las probabilidades de concluir la enseñanza secundaria para jóvenes provenientes de hogares comparables. Sin ser muy exhaustivos es factible establecer algunos “tipos” de hogar que pueden ser analizados y comparados en el tiempo. Para ello es posible construir un modelo que contempla cuatro perfiles de hogar asociados a las siguientes variables: a) Percentil de la escolaridad del jefe de hogar; b) Tamaño del hogar; c) Edad del jefe de hogar; d) Localización geográfica del hogar; e) Percentil de ingreso per cápita; y f) Condición de pobreza.

A cada una de las variables arriba enunciadas se le asignó arbitrariamente un valor tal como se detalla en la Tabla 2 Para construir los perfiles,

de modo que fueran representativos de hogares tipo, se escogieron algunos percentiles (P) para las variables: escolaridad del jefe de hogar (P20, P40, P50 y P80) e ingresos per cápita (P20, P40, P50 y P80), las cuales pueden asociarse a puntos específicos de una distribución estadística típica.

Asimismo, se escogieron hogares tipo de cuatro miembros con excepción del perfil 1 donde se incluyó a hogares de cinco miembros

asumiendo que los hogares más pobres son más numerosos. De igual manera, se seleccionaron hogares urbanos no pobres para los perfiles 2, 3 y 4 y pobres o no pobres para el perfil 1.

En la Tabla 2 se describen estas condiciones para los cuatro perfiles de hogar predefinidos con el fin de analizar las probabilidades que tienen los jóvenes de terminar la enseñanza secundaria.

Tabla 2
Caracterización de los perfiles de los hogares de los jóvenes sin considerar la condición ocupacional del jefe de hogar

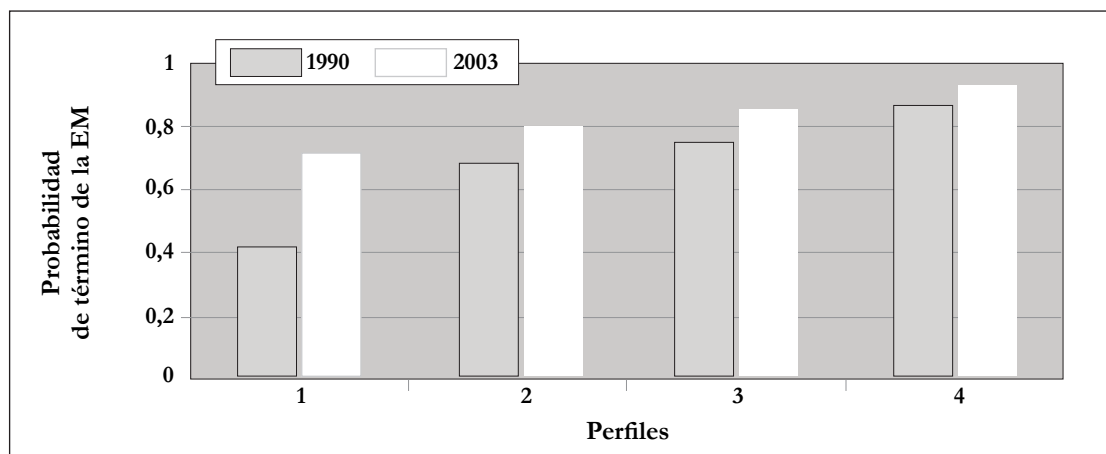
Variables	Perfil 1	Perfil 2	Perfil 3	Perfil 4
Percentil de la escolaridad del jefe de hogar.	P20	P40	P50	P80
Tamaño del hogar (número de personas).	5	4	4	4
Edad del jefe de hogar (años).	50	50	50	50
Localización geográfica (Urbano = 1).	1	1	1	1
Percentil del ingreso per cápita x 10,000 (\$ nov 2003).	P20	P40	P50	P80
Condición de pobreza (No pobre = 1).	0 ó 1	1	1	1

Fuente: Elaboración de los autores.

El Gráfico 1 presenta las probabilidades que tienen los jóvenes, provenientes de distintos

perfiles de hogar, para concluir su enseñanza secundaria en el periodo 1990-2003.

Gráfico No. 1
Cambios en la probabilidad de jóvenes de distintos perfiles de hogares para terminar la enseñanza media sin considerar la condición ocupacional del jefe de hogar (1990-2003)



Fuente: Elaboración de los autores a partir de las Bases de Datos CASEN 1990 y 2003.

Al observar el Gráfico 1 se aprecia que un joven de entre 18 y 24 años de una familia pobre, urbana, tenía en 1990 una probabilidad de 0.40 de haber concluido su educación secundaria, mientras que en 2003, dicha probabilidad aumenta a 0.70. Los cambios más significativos se dan en hogares pobres donde el jefe de hogar presenta baja escolaridad. Ello es completamente consistente con las cifras que muestra la encuesta CASEN 2003, respecto a una importante alza en las cifras de porcentaje de jóvenes con educación secundaria completa.

Probabilidad de terminar la educación secundaria considerando perfiles de hogares tipo e incluyendo la condición ocupacional del jefe de hogar

A continuación, se presenta un análisis de regresión acotado a los jóvenes de 18 a 24 años, considerando variables similares a las consignadas en la Tabla 2, pero incluyendo la ocupación del jefe de hogar. Los resultados de los coeficientes de regresión para éstas variables se muestran en la Tabla 3.

Tabla 3
Coefficientes de regresión para la probabilidad de terminar la enseñanza media de jóvenes que viven con el jefe de hogar considerando su condición ocupacional

Variable	1990 (*)		2003 (**)	
	Bi	Exp(Bi)	Bi	Exp(Bi)
Escolaridad del jefe de hogar.	0.17	1.18	0.18	1.20
Tamaño del hogar.	-0.12	0.88	-0.14	0.87
Edad del jefe de hogar.	0.02	1.02	0.04	1.04
Condición de ocupación (No Manual = 1).	0.21	1.24	0.20	1.22
Agrícola = 1 (+).	0.04	1.04	-0.11	0.90
Ingreso per cápita x 10,000 (\$ nov 2003).	0.01	1.01	0.01	1.01
Condición de pobreza (No pobre =1).	0.58	1.78	0.43	1.54
Localización geográfica (Urbano = 1).	1.26	3.54	0.55	1.73
Constante.	-2.93	0.05	-2.32	0.10

(*) N = 6,408; Pseudo R² = .234

(**) N = 20,613; Pseudo R² = .148

(+) No significativo a p =.05

Fuente: Elaboración de los autores a partir de las Bases de Datos CASEN 1990 y 2003.

En los coeficientes se aprecia una disminución importante de los *odds ratio* en la variable “urbano”, lo que da cuenta de un incremento de las probabilidades de término de la enseñanza secundaria en sectores rurales en el año 2003 en comparación con lo que ocurría en 1990. También se constata que el modelo para 1990 tiene un mejor ajuste, con una diferencia mayor respecto al año 2003. De hecho el valor de la constante disminuye en el periodo estudiado.

La bondad del modelo utilizado si bien es mejor para el año 1990 (Pseudo R² = 0.234) en con-

traste con lo observado en el año 2003 (Pseudo R² = 0.148), no constituye un modelo ideal desde el punto de vista explicativo. No obstante, para el caso de las ciencias sociales los valores obtenidos están próximos a un rango aceptable.

En la Tabla 4, al igual que en la tabla anterior, se muestra la posibilidad que un joven concluya su enseñanza secundaria considerando distintos perfiles de hogares según a) Percentil de la escolaridad del jefe de hogar; b) Tamaño del hogar; c) Edad del jefe de hogar; d) Localización geográfica del hogar; e) Percentil de ingreso per cápita; y

f) Condición de pobreza. Pero, adicionalmente, se agregó al modelo la variable ocupación del jefe de hogar. De modo similar a lo realizado anteriormente, para establecer los perfiles de hogares tipos se les asignaron los mismos valores arbitrarios señalados en la Tabla 2 y para el caso

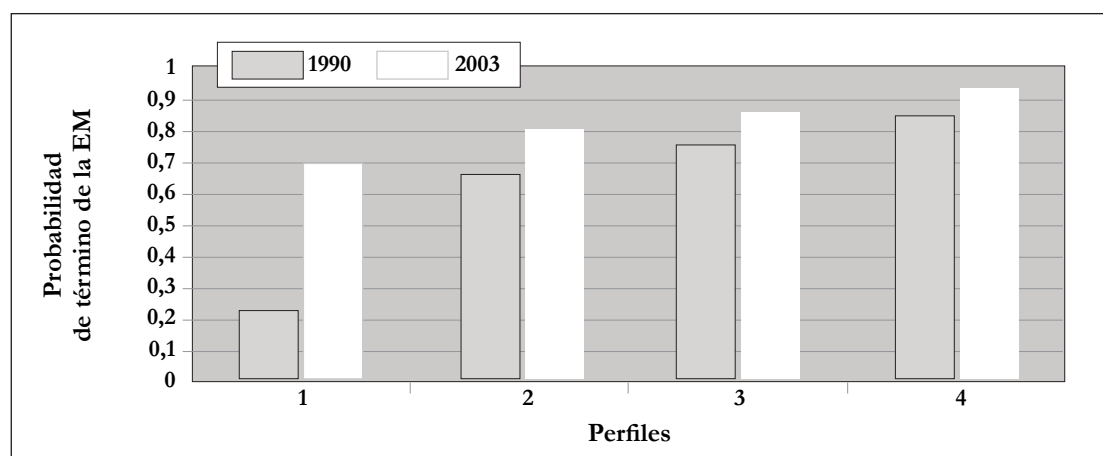
de la variable “ocupación del jefe de hogar” se consideró que para el primer quintil se estaba en presencia de trabajadores manuales (0) mientras que para los quintiles 2, 3, y 4 se estimó que los jefes de hogar tenían la condición de trabajadores no manuales (1).

Tabla 4
Caracterización de los perfiles de los hogares de los jóvenes considerando la condición ocupacional del jefe de hogar

Variables	Perfil 1	Perfil 2	Perfil 3	Perfil 4
Percentil de la escolaridad del jefe de hogar.	P20	P40	P50	P80
Tamaño del hogar (número de personas).	5	4	4	4
Edad del jefe de hogar (años).	50	50	50	50
Localización geográfica (urbano = 1).	1	1	1	1
Condición de ocupación (no manual = 1).	0	1	1	1
Percentil de ingreso per cápita x 10,000 (\$ nov 2003).	P20	P40	P50	P80
Condición de pobreza (no pobre = 1).	0 ó 1	1	1	1

Fuente: Elaboración de los autores.

Gráfico No. 2
Cambios en la probabilidad de jóvenes de distintos perfiles de hogares para terminar la enseñanza media considerando la condición ocupacional del jefe de hogar (1990-2003)



Fuente: Elaboración de los autores a partir de las Bases de Datos CASEN 1990 y 2003.

Del Gráfico 2 se puede establecer que entre los años 1990 y 2003, los jóvenes provenientes de hogares de menores recursos (cuartil I, provenientes de hogares cuyos jefes eran trabajadores manuales), incrementan de manera importante las probabilidades de concluir la enseñanza secundaria (desde 0.25 a 0.70).

Por otra parte, al incluir la variable ocupación del jefe de hogar en el análisis se puede concluir que ésta no incrementa mayormente el ajuste del modelo pero permite diferenciar la situación de los trabajadores manuales.

Probabilidades de acceso a la educación superior

Regresiones para estimar las probabilidades de acceso a la educación superior

Para predecir la probabilidad de acceso a la educación superior se realizaron análisis similares a los del término de la enseñanza secundaria, los cuales se presentan en este acápite. El primer modelo muestra una regresión para las probabilidades de acceder a la educación superior (ver Tabla 5).

Tabla 5
Coefficientes de regresión para la probabilidad de acceder a la educación superior de jóvenes que viven con el jefe de hogar sin considerar su condición ocupacional

Variable	1990 (*)		2003 (**)	
	Bi	Exp(Bi)	Bi	Exp(Bi)
Percentil de escolaridad del jefe de hogar.	0.23	1.26	0.23	1.26
Tamaño del hogar (número de personas).	-0.14	0.87	-0.19	0.83
Edad del jefe de hogar (años).	0.02	1.02	0.05	1.05
Localización geográfica (urbano = 1).	0.77	2.15	0.61	1.84
Ingreso per cápita x 10,000 (\$ 2003).	0.01	1.01	0.01	1.01
Condición de pobreza (No pobre = 1).	0.83	2.29	0.59	1.81
Constante.	-5.11	0.01	-5.76	0.00

(*) N = 8,828; Pseudo R² = ..230

(**) N = 20,611; Pseudo R² = .254

Fuente: Elaboración de los autores a partir de las Bases de Datos CASEN, 1990 y 2003.

Del análisis de los coeficientes de regresión se desprende que la pertenencia a sectores urbanos y el nivel de pobreza inciden cada vez menos en el acceso a la educación superior según los datos de la encuesta CASEN recopilados en los años 1990 y 2003. En cambio, las otras variables consignadas en el análisis de regresión se mantuvieron constantes en el periodo estudiado.

En relación con la bondad del modelo empleado para explicar las probabilidades de acceso a la educación superior se constata que el nivel de predictibilidad es levemente superior en el

año 2003 (Pseudo R² = 0.254) en comparación con lo observado en el año 1990 (Pseudo R² = 0.230).

Probabilidad de acceder a la educación superior considerando perfiles de hogares tipo sin incluir la condición ocupacional del jefe de hogar

Si para el acceso a la educación superior se consideran los cuatro perfiles de hogar analizados anteriormente, sobre término de la enseñanza secundaria (ver los perfiles de hogar tipo en Tabla

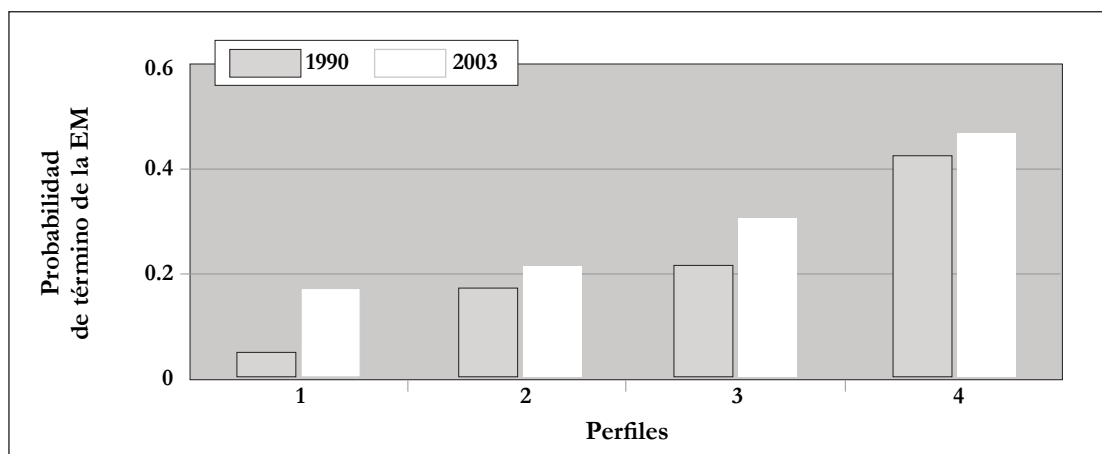
2), se observa que, en general, han aumentado las probabilidades de acceso para el periodo 1990-2003 (ver Gráfico 3)

De acuerdo al Gráfico 3 el aumento en las probabilidades de acceso más significativos se aprecia en los perfiles 1 y 2 que corresponden a los grupos socioeconómicos de menores ingresos, seguidos por el perfil 3 que corresponde a un nivel socioeconómico medio. Cabe señalar que en el perfil 1 (asociado al nivel socioeconómico más bajo) la probabilidad de acceso a la educación superior de parte de los jóvenes de 18 a 24 años es tres veces mayor en el año 2003

que en el año 1990, lo cual coincide con las cifras de cobertura oficial en el nivel terciario para el primer quintil que arroja la encuesta CASEN: 4.4% en 1990 y 14.5% en 2003.

En el caso del perfil 4, se constata un incremento menor en las probabilidades de acceso a la educación superior en términos porcentuales. Vale la pena reseñar que dicho perfil se ubica en la cota mínima del quintil 5 (P80). Si se considera la alta dispersión de ingresos al interior del quintil V puede ocurrir que la probabilidad de acceso para los percentiles 81 al 100 sea más alta que para el percentil 80.

Gráfico No. 3
Cambios en la probabilidad de jóvenes de distintos perfiles de hogares para acceder a la educación superior sin considerar la condición ocupacional del jefe de hogar (1990-2003)



Fuente: Elaboración de los autores a partir de las Bases de Datos CASEN 1990 y 2003.

Probabilidades de acceso a la educación superior considerando perfiles de hogares tipo e incluyendo la condición ocupacional del jefe de hogar

Si al igual que lo que se hizo para el análisis de regresión sobre término de la educación secundaria se establecen controles por ocupación del jefe de hogar para determinar la probabilidad en el acceso a la educación superior, se constata

una situación similar donde la incidencia de los coeficientes es parecida (ver Tabla 6).

Al observar la Tabla 6 llama la atención el decrecimiento de los *odds ratio* en el caso de los jóvenes provenientes de hogares no pobres; así como el aumento de los *odds ratio* en el caso de los trabajadores no manuales. Se observan, asimismo, niveles de ajuste similares a los del modelo anterior que no considera sólo a los ocupados.

Tabla 6

Coefficientes de regresión para la probabilidad de acceder a la educación superior de jóvenes que viven con el jefe de hogar considerando su condición ocupacional

Variable	1990 (*)		2003 (**)	
	Bi	Exp(Bi)	Bi	Exp(Bi)
Percentil de escolaridad del jefe de hogar.	0.21	1.23	0.21	1.23
Tamaño del hogar (número de personas).	-0.13	0.88	-0.19	0.83
Edad del jefe de hogar (años).	0.04	1.04	0.05	1.05
Condición de ocupación (no manual = 1).	0.41	1.50	0.47	1.59
Agrícola = 1 (+).	0.04	1.04	-0.05	0.95
Ingreso per cápita x 10,000 (\$ nov 2003).	0.01	1.01	0.01	1.01
Condición de pobreza (no pobre = 1).	0.75	2.12	0.63	1.88
Localización geográfica (urbano = 1).	0.72	2.06	0.47	1.61
Constante.	-5.74	0.00	-5.88	0.00

(*) N = 6,440; Pseudo R² = .235

(**) N = 16,323; Pseudo R² = .268

(+) No significativo a p = .05

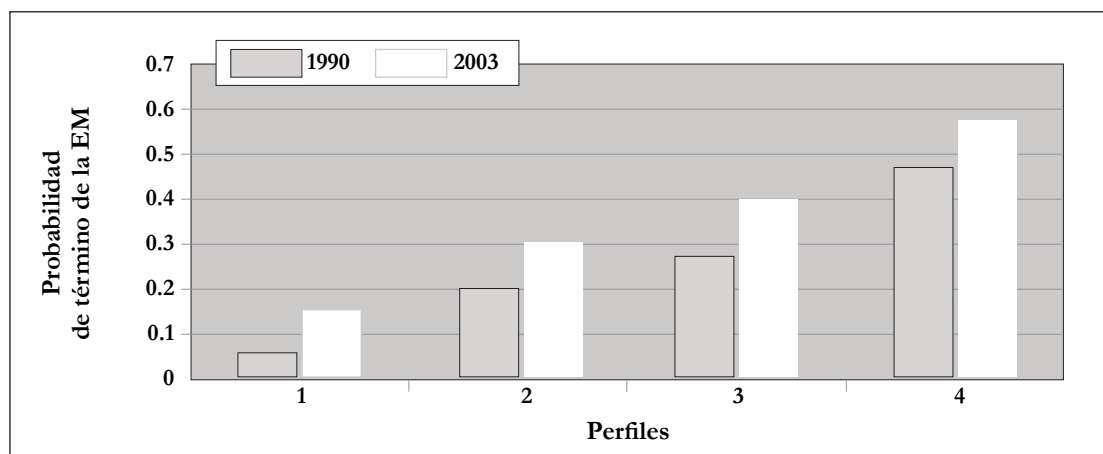
Fuente: Elaboración de los autores a partir de las Bases de Datos CASEN, 1990 y 2003.

En lo que concierne a la bondad del modelo para predecir el acceso a la educación superior, considerando de manera adicional la variable ocupación del jefe de hogar, se corrobora que en el caso del año 2003 el nivel de predictibilidad es mejor que para el año 1990 y superior respecto al modelo analizado previamente y que no considera la situación ocupacional del jefe de hogar. En efecto, para el año 2003 el Pseudo R² es de 0.268 y para el año 1990 es de 0.235.

Por otra parte, si se utilizan los mismos perfiles de hogares tipo establecidos en la Tabla 4 en que se considera la condición ocupacional del jefe del hogar se obtiene el Gráfico 4. En

dicho gráfico se corrobora que los cambios en la probabilidad de acceso a la educación superior controlados por la ocupación del jefe de hogar presentan tendencias similares a las observadas en el Gráfico 3, pero, en general, se obtienen valores más altos (ver Gráfico 4). En el caso de los perfiles 2, 3 y 4, se aprecia una incidencia positiva de la condición de jefe de hogar trabajador no manual en la probabilidad de acceso a la educación terciaria. En cambio, la consideración de trabajadores manuales en el perfil 1 no muestra resultados distintos para el periodo 1990-2003, por cuanto puede asumirse que una proporción importante de los jefes de hogar en este perfil son trabajadores manuales.

Gráfico No. 4
Cambios en la probabilidad de acceder a la educación superior para jóvenes de hogares tipo considerando la condición ocupacional del jefe de hogar (1990-2003)



Fuente: Elaboración de los autores a partir de las Bases de Datos CASEN 1990 y 2003.

Conclusiones finales

Cabe destacar que en los últimos años en Chile ha habido un incremento en la probabilidad de que los jóvenes de los quintiles más pobres completen la enseñanza secundaria incluyendo a los provenientes de hogares rurales, lo cual podría explicarse por el esfuerzo en extender la cobertura y por evitar la deserción temprana. En términos concretos, se puede sostener que la probabilidad que un joven urbano pobre tenía para completar su enseñanza secundaria en 1990 era de un 40% y en el año 2003 era de un 70%.

Si bien, en general, de acuerdo al modelo utilizado, la ocupación del jefe de hogar no incide en la probabilidad de terminar la enseñanza secundaria, se puede inferir que en los hogares dependientes de trabajadores manuales, casi se ha triplicado dicha probabilidad en el periodo 1990-2003 (25% a 70%, respectivamente).

Este aumento en la probabilidad de completar la enseñanza secundaria podría ser una de las causas del aumento en las posibilidades de acceso al sistema postsecundario para jóvenes de menores

recursos. Las probabilidades de acceso a la educación superior para los jóvenes más desaventajados socialmente es tres veces mayor en el año 2003 en comparación con el año 1990.

El estudio revela además que la probabilidad de acceso al sistema terciario de los jóvenes de 18 a 24 años provenientes de hogares dependientes de trabajadores no manuales es mayor que en aquellos hogares donde predomina la presencia de trabajadores manuales. Ello indica que la probabilidad de acceso a la educación terciaria en los sectores de mayores ingresos continúa situándose muy por arriba de la observada en las familias de menores recursos.

El mayor acceso de los distintos sectores ha redundado en que la matrícula en la educación superior se haya duplicado entre los años 1990 y 2003. Sin embargo, la tasa de cobertura sigue siendo desigual si se toma en cuenta el nivel socioeconómico de los hogares de los jóvenes. De acuerdo con los datos de la encuesta CASEN, mientras en el quintil I la cobertura varió de 4,0% a 15%, en el quintil V creció de 40% a 74% en el lapso 1990-2003.

Referencias

- Aldridge, S. (2001). *Social mobility. A discussion paper*. Londres, Performance and Innovation Unit.
- Altbach, P. (1996). "Patterns in higher education development. Towards the year 2000". En Z. Morsy & P. G. Altbach (Eds.), *Higher education in an international perspective. Critical issues*. New York, Garland Publishing.
- Altbach, P. & Knight, J. (2006). "The internationalization of higher education: Motivations and realities". En NEA, *The NEA 2006 Almanac of Higher Education*. Washington, D.C., National Education Association.
- Banco Mundial (2000). *La educación superior en los países en desarrollo. Peligros y promesas*. Santiago, CPU.
- Bravo, D. & Manzi, J. (2002). *Equidad y Resultados Educativos: SIMCE y PAA*. Santiago de Chile, Dpto. de Economía U. de Chile y Escuela de Psicología PUC.
- Brunner, J. J. (2000). "Educación superior y desarrollo en el nuevo contexto latinoamericano". En Ministerio de Educación, *Revista de la Educación Superior Chilena* N°1, pp. 25-37. Santiago de Chile, Mineduc.
- Crossland, F. (1976). "The equilibrist's query: Equality, equity or equilibrium? Thoughts on policies of access to higher education", *Prospects*, VI (4).
- De Moura Castro, C. & Navarro, C. (1999). "Will the Invisible Hand Fix Latin American Private Higher Education?". En P. Altbach (Ed.), *Private Prometheus: Private Higher Education and Development in the 21st Century*. Chesnut Hill, MA, Greenwood Publishing Co.
- Donoso, S. & Cancino, V. (2007). "Caracterización socioeconómica de los estudiantes de educación superior", *Calidad en la Educación*, N°26 (1).
- Erikson, R. & Goldthorpe, J. (1993). *The Constant Flux: A study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford, Clarendon Press USA.
- Espinoza, O. & González, L. E. (2007). "Perfil socioeconómico del estudiantado que accede a la educación superior en Chile (1990-2003)". En *Revista Estudios Pedagógicos* Vol.33 (2) (En imprenta). Valdivia, Universidad Austral.
- Espinoza, O. (2002). *The global and national rhetoric of educational reform and the practice of in (equity) in the Chilean higher education system (1981-1998)*. Ed. D. dissertation, School of Education, University of Pittsburgh.
- Gonzalez, L. E., Espinoza, O. y otros (2006). *Informe: Educación Superior en Iberoamérica. El Caso de Chile*. Santiago, CINDA-UNIVERSIA. Disponible en <http://mt.educarchile.cl/mt/jjbrunner/archives/CHILE.pdf>
- Larrañaga, O. (2002). "Elementos para una reforma del sistema de crédito estudiantil en Chile". Documento de Trabajo N° 189, Mayo. Santiago, Chile, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Levy, D. (2006). "An introductory global overview. The private fit to salient higher education tendencies". PROHE Working Paper Series, Working Paper N°7, September. Disponible en: <http://ww1.walbany.edu/dept/eaps/prophe>
- Mauch, J. & Sabloff, P. (Eds.) (1995). *Reform and change in higher education. International perspectives*. Nueva York, Garland Publishing.

Neave, G., & van Vught, F. (Eds.) (1994). *Government and higher education relationships across three continents: The winds of change*. Tarrytown, N.Y., Pergamon Press.

Norusis, M.S. (1990). *SPSS Advanced Statistics. User's Guide*. Chicago, IL., SPSS Inc.

Schiefelbein, E. & Farrell, J. (1982). *Eight years of their lives: Through schooling to the labour market in Chile*. Ottawa, IDRC.

Vivanco, M. (1999). *Análisis estadístico multivariable: Teoría y Práctica*. Santiago, Chile, Universidad de Chile.